

**SOCIEDAD CHILENA DE INGENIERIA HIDRAULICA
XI CONGRESO CHILENO**

PERIODO DE RETORNO DE EVENTOS HIDROLOGICOS

BONIFACIO FERNANDEZ L.¹

JOSE D. SALAS²

RESUMEN

Entre los aportes de la hidrología a la ingeniería se cuenta la estimación del período de retorno de eventos naturales especiales que pueden afectar de manera significativa a las obras que forman parte de un proyecto. Para eventos simples definidos a partir de procesos independientes y estacionarios el período de retorno se puede calcular fácilmente como el inverso de la probabilidad de ocurrencia en un intento. Sin embargo entre los procedimientos normales de la hidrología no se dispone de métodos generales aplicables a la estimación de períodos de retorno de eventos de cualquier tipo ya que esta idea de período de retorno no se ha extendido a eventos hidrológicos más complejos. En este artículo se presenta un procedimiento general para estimar el período de retorno de un conjunto amplio de eventos hidrológicos típicos, incluyendo crecidas, sequías, flujos mínimos, niveles de embalse, de acuíferos y diversos tipos de descargas. Se consideran algunos ejemplos en que este método se aplica a situaciones típicas de recursos hídricos en Chile.

¹ Ing. Civil, Ph.D., Profesor Depto. Ing. Hidráulica y Ambiental, Pontificia Universidad Católica de Chile. Av. V. Mackenna 4860, Santiago, Chile.

² Ing. Civil, Ph.D., Professor Dept. Civil Engineering, Colorado State University, Fort Collins, Colorado 80523, USA.

I. INTRODUCCION

Entre los aportes más típicos de la hidrología a la ingeniería se cuenta la estimación de la probabilidad de excedencia o período de retorno de eventos naturales especiales que pueden afectar de manera significativa a las obras que forman parte de un proyecto. En la práctica de ingeniería civil se acostumbra designar como período de retorno al 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, (Benjamin y Cornell, 1970). Esta idea de período de retorno ha sido ampliamente utilizada en relación a las crecidas, donde la crecida máxima ocurrida en un año cualquiera (intento) puede suponerse independiente e idénticamente distribuida, iid, con una probabilidad de excedencia conocida igual a p .

En estos casos la idea de período de retorno es simple y puede utilizarse para estimar el riesgo de falla de estructuras hidráulicas diseñadas para afrontar eventos con un período de retorno dado T . Sin embargo esta idea de período de retorno no se ha extendido a eventos hidrológicos más complejos. En especial, no ha sido aplicado a sequías en general ni a sequías críticas en particular. Un inconveniente típico de estas situaciones es que las sequías pueden durar varios años, de manera que es difícil establecer una definición de lo que es un intento. Además, las series cronológicas típicas de recursos hídricos utilizadas para estimar propiedades de las sequías generalmente no son independientes temporalmente. Más aún, si una sequía crítica se considera como la más extrema ocurrida en un registro de longitud dada, no se pueden establecer consecuencias probabilísticas directas acerca de esta sequía crítica ya que se dispone de una muestra de un solo valor en todo el registro. En reemplazo de la idea de período de retorno Millán y Yevjevich (1971) definen el concepto de período representativo como la longitud de la muestra que tiene un 0,5 de probabilidad de contener un evento mayor que el evento crítico. Fernández (1989) ha aplicado esta idea al caso de las sequías meteorológicas e hidrológicas en la zona central de Chile.

Debido a la falta de métodos analíticos generales aplicables a la estimación del período de retorno de eventos hidrológicos de cualquier tipo, o de procedimientos específicos para casos especiales, en la práctica se ha recurrido a la simulación para estimarlos en casos diferentes al de las crecidas máximas anuales. Sin embargo, tampoco existe unanimidad en la forma en que se efectúan las simulaciones.

El objetivo de este artículo es presentar un procedimiento general de estimación de períodos de retorno para un conjunto amplio de eventos hidrológicos típicos, incluyendo crecidas, sequías, flujos mínimos, niveles de embalse, de acuíferos y

diversos tipos de descargas. Una vez que se conoce el período de retorno es posible abordar la estimación del riesgo asociado a proyectos de diferentes vidas útiles, lo que se presenta en otro artículo (Fernández y Salas, 1993).

II ESTIMACION DEL PERÍODO DE RETORNO.

Habitualmente se define período de retorno como el promedio del número de intentos necesarios para lograr que un evento igual o peor que el evento crítico, o de diseño, ocurra por primera vez en el futuro, (Benjamin y Cornell, 1970). En esta definición el estado actual del sistema queda indefinido, de manera que el resultado es diferente a casos en que se fija arbitrariamente. Por ejemplo, si se define el período de retorno como el valor esperado del número de intentos entre dos ocurrencias sucesivas del evento crítico, se está imponiendo la condición de que el estado inicial corresponde a la última ocurrencia del evento (Kite, 1977; Lloyd, 1970). Aunque ambas definiciones pueden considerarse aceptables, incluso bajo ciertas circunstancias resultan numéricamente iguales, en general conducen a resultados diferentes. En la práctica dado que el inicio de la vida útil de un proyecto no coincide con la ocurrencia de un evento especial, lo lógico resulta definir el período de retorno independientemente del estado inicial del sistema, es decir optar por la primera definición. También se puede argumentar que normalmente el período de retorno se estima para eventos que pueden producir una falla en las obras, por ejemplo el caso de crecidas de diseño, de manera que una vez que ocurre por primera vez, la obra falla, lo que indica que no tiene sentido estimar el valor esperado de la siguientes ocurrencias. Finalmente, dado que en la mayoría de las situaciones interesa el período de retorno de eventos extraordinarios, normalmente se desconoce cuándo ocurrieron por última vez, como para que el valor esperado entre ocurrencias sucesivas pueda aplicarse.

El problema de estimar el período de retorno de un evento hidrológico en general puede explicarse con la ayuda del esquema de la Fig. 1. En la parte superior se muestra un proceso hidrológico cualquiera según el cual una variable observada toma un cierto valor en cada intento y forma lo que se denomina una serie cronológica. A partir de la observación de esta serie se definen los eventos para los cuales interesa estimar el período de retorno. Estos eventos se designarán en adelante por ϵ y su característica de interés por D , en forma resumida como $\epsilon(D)$. Por ejemplo el evento puede corresponder a las crecidas máximas anuales y su característica de interés el gasto máximo instantáneo, o las sequías y su propiedad la duración. Se entiende por eventos simples a los que se completan en un sólo intento.

A los que requieren más de un intento, o una serie sucesiva de intentos para completarse se les denomina corridas o sucesiones (run en inglés). Una típica sucesión corresponde a las sequías de duración mayor que un año, la que puede durar varios intentos mientras la oferta de agua permanezca bajo la demanda. Para completar el evento es necesario observar un intento en que nuevamente la demanda queda satisfecha. Mientras ello no ocurre no se puede asegurar que el evento sequía se ha completado. Si bien en hidrología en general se considera que un intento corresponde a un año hidrológico, el procedimiento que se describe a continuación podría aplicarse a otros intervalos de tiempo, como meses, semanas o días.

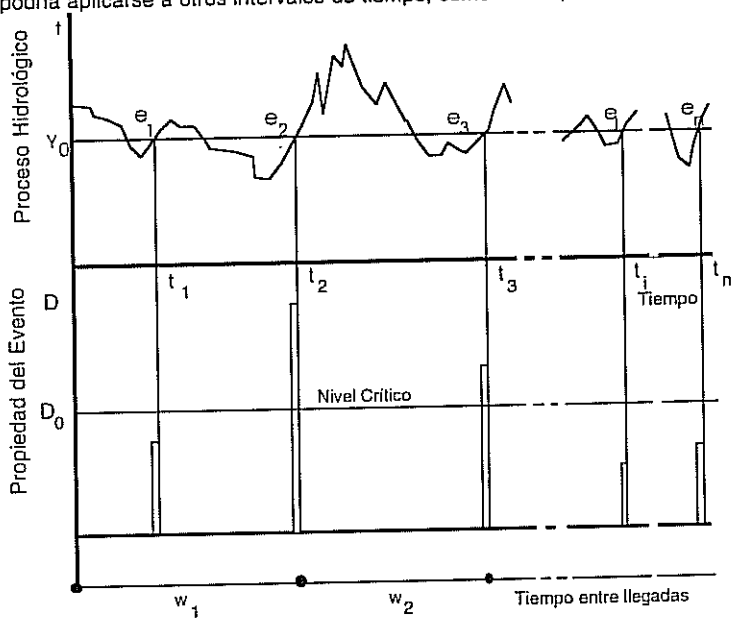


Figura 1.- Proceso hidrológico y eventos. Evento crítico y tiempo entre llegadas.

En la serie que representa al proceso hidrológico es posible identificar todos los eventos similares a ϵ y cuantificar sus propiedades de interés, (duración, magnitud, valor mayor, u otra). En base a ello es posible definir una segunda serie con las características de evento y el instante en que ocurre. Es decir formar otra serie cronológica de $\epsilon(D)$ en función del tiempo. Este segundo proceso podría a su vez ser censurado usando un valor crítico de la propiedad de interés, D_0 . En la Fig. 1 se muestra este procedimiento para un caso típico de las sequías dado un cierto valor de

demanda, y la duración como característica. Para estimar el periodo de retorno se debe poner especial atención en el tiempo que transcurre hasta que se observa por primera vez la ocurrencia de un evento con características iguales o peores al crítico, w_1 . El periodo de retorno del evento crítico es el valor esperado del tiempo transcurrido hasta la primera ocurrencia, $E(w_1)$. El tiempo que transcurre entre eventos sucesivos con características iguales o superiores a D_0 se denominan tiempo entre llegadas. Si el proceso hidrológico es independiente en el tiempo, la serie de eventos ε con características iguales o peores forman lo que se denomina un proceso estocástico de renovación, (Feller, 1968), y el período de retorno puede ser calculado como el valor esperado de los tiempos entre llegadas, $E(w)$. Claramente esto sólo ocurre cuando el proceso hidrológico genera una serie de eventos independientes.

Para estimar el período de retorno del evento $\varepsilon(D_0)$ se requiere la siguiente definición:

$$f_{n,\varepsilon}(D_0) = \text{Probabilidad (} \varepsilon \text{ con } D \geq D_0 \text{ ocurre por primera vez en el intento } n)$$

Si la característica D_0 es evidente se usará sólo ε para referirse al evento. Más aún en casos en que el evento también es evidente se escribirá f_n , en lugar de $f_{n,\varepsilon}$. En algunos casos se preferirá reemplazar ε por su característica. Es conveniente darse cuenta que $f_0 = 0$. Entonces, de acuerdo a la definición de período de retorno dada más arriba, T , es el valor esperado de N , el número de intentos necesarios para obtener que ε ocurre por primera vez, es decir:

$$T = E(N) = \sum_{n=0}^{\infty} n f_{n,\varepsilon} \quad (1)$$

En cada caso será necesario entonces conocer la función $f_{n,\varepsilon}$ para aplicar la ecuación (1). Este procedimiento general es suficiente para estimar el período de retorno de diferentes eventos hidrológicos. En particular se consideran las siguientes situaciones hidrológicas típicas: a) eventos simples en intentos independientes tipo Bernoulli, como es la situación habitual de las crecidas máximas anuales; b) eventos formados por corridas, o sucesiones, en intentos independientes temporalmente, como es el caso de las sequías meteorológicas; y c) eventos consistentes en sucesiones o corridas provenientes de procesos con dependencia tipo Markov, como pueden ser las sequías hidrológicas, y que incluye eventos simples en intentos dependientes tipo Markov, como puede ser el caso de flujos mínimos anuales, descargas máximas anuales desde lagos o embalses de gran capacidad, niveles máximos o mínimos de napas subterráneas, etc. El procedimiento general propuesto

puede aplicarse a eventos incluso más complejos o a procesos hidrológicos con estructuras de dependencia más refinada, sin embargo los casos mencionados son suficientes para mostrar su aplicación.

Eventos simples en intentos tipo Bernoulli.

Este es el único caso en hidrología para el cual se ha definido claramente lo que se entiende por período de retorno y se dispone de procedimientos bien establecidos y suficientemente difundidos para calcularlo, (Viessman et al. 1977; Linsley et al. 1982; Chow et al. 1988). Se incluye aquí para mostrar que se trata de un caso particular del procedimiento general propuesto y como una manera de introducir el método para casos más complicados.

Se dice que ocurre una secuencia de intentos tipo Bernoulli cuando los eventos que se observan son independientes y la probabilidad de ocurrencia del evento crítico en cada intento, p , permanece constante. Si N designa el número de intentos necesarios para lograr que tal evento crítico ocurra por primera vez, se demuestra que N tiene una función densidad de probabilidad del tipo geométrico, tal que:

$$P(N = n) = p(1-p)^{n-1} \quad ; n=1,2,3,\dots \tag{2}$$

Como $P(N=n) = f_{n,z}$ el valor esperado del número de intentos necesarios para que ocurra por primera vez es el conocido resultado:

$$T = E(N) = \sum_{n=0}^{\infty} np(1-p)^{n-1} = \frac{1}{p} \tag{3}$$

También puede calcularse la varianza de N como:

$$\text{Var} (N) = E(N^2) - E^2(N) = \sum_{n=0}^{\infty} n^2 p(1-p)^{n-1} - \frac{1}{p^2} = \frac{(1-p)}{p^2} \tag{4}$$

Los resultados anteriores son bien conocidos. En el caso de análisis de frecuencia de crecidas $p = \text{Probabilidad}(X \geq x_0)$ es la probabilidad de excedencia, x_0 es el valor asignado a la crecida de diseño (o la crecida crítica considerada) y $T=1/p$ es el período de retorno, usualmente expresado en años cuando la variable aleatoria X representa la crecida máxima anual. La crecida de diseño x_0 también recibe el nombre de la crecida de T -años. Estas relaciones y definiciones son estrictamente válidas solamente cuando la secuencia de las crecidas anuales son independientes, una suposición que usualmente se cumple en el caso de gastos máximos anuales.

Sucesiones en intentos independientes tipo Bernoulli.

En este caso se supone que el evento de interés se define como una secuencia de resultados simples ininterrumpidos los cuales deben ocurrir durante un determinado número de intentos consecutivos para que el evento crítico se complete. Por ejemplo Yevjevich (1967) propone la teoría de las sucesiones para el estudio de las sequías, según la cual un déficit de agua se define cuando $X \leq x_0$, y una sequía corresponde a una sucesión de varios períodos consecutivos con déficit. Si el proceso estocástico que representa la oferta de agua al sistema, X , es estacionario entonces se acepta que $p = \text{Probabilidad}(X \leq x_0)$ es constante. Para que la serie cronológica de este tipo de eventos pueda ser considerada como un proceso de renovación es conveniente considerar los tiempos de llegada desde el fin de una sucesión hasta el fin de la siguiente. Este caso se ajusta bastante bien al explicado en la Figura 1.

En estas condiciones Feller(1968) encontró la función generatriz de los intervalos entre sucesiones de largo r , o tiempos de llegada, definidos como el número de intentos desde que termina una sucesión hasta que termina la siguiente, designados por N_r . En estas condiciones existe una solución exacta para el período de retorno, T_r , dado por Feller como:

$$T_r = E(N_r) = \frac{1 - p^r}{(1 - p)p^r} \quad (5)$$

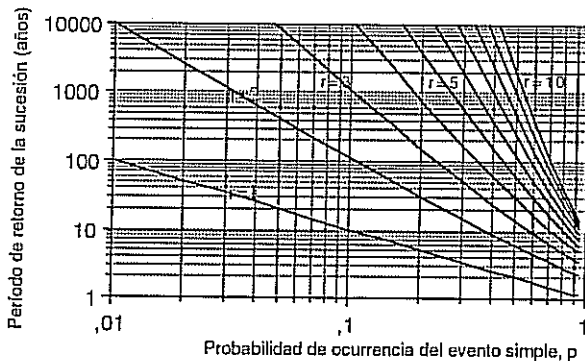


Figura 2.- Período de retorno para sucesiones en procesos independientes.

También se conoce la varianza de los tiempos entre llegadas sucesivas:

$$\text{Var}(N_r) = \frac{1}{(p^r(1-p))^2} - \frac{2r+1}{(1-p)p^r} - \frac{p}{(1-p)^2} \quad (6)$$

Se puede apreciar que cuando $r=1$ las expresiones (5) y (6) se convierten en las ecuaciones (3) y (4) correspondientes al caso de eventos simples, o sucesiones de largo unitario, en intentos independientes tipo Bernoulli.

En la Figura 2 se presentan valores del período de retorno, T_r obtenidos con la ecuación (5) para diferentes valores de p , probabilidad de ocurrencia del evento simple asociado, y el largo de la sucesión, r .

Sucesiones en procesos con dependencia tipo Markov.

Muchos de los procesos hidrológicos típicos presentan una estructura de dependencia temporal. Entre ellos se puede mencionar los gastos medios anuales en la mayoría de los ríos, los gastos mínimos, niveles de lagos, niveles de acuíferos y otros similares. Para representar esta estructura de dependencia se han propuesto variados modelos estocásticos, entre ellos los del tipo Markov, con dos estados, éxito y fracaso, ocurrencia o no ocurrencia de un evento determinado (crecidas o no crecidas, años secos o húmedos, bajo o sobre un nivel crítico, etc). La estructura de dependencia temporal en estos procesos se refleja en los elementos de la matriz de probabilidades de transición entre estados para dos intentos sucesivos, dados por:

$$p_{i,j} = \text{Prob}(Y_t = i \mid Y_{t-1} = j) \quad \text{para } i, j = 1, 2 \quad (7)$$

donde el estado 1 representa la ocurrencia del evento tal que $p = P(Y_t=1)$.

En este tipo de procesos el valor de la probabilidad $f_{n,r}$ necesaria para estimar el período de retorno asociado a un evento consistente en una sucesión de r resultados, cada uno con probabilidad constante p , se puede calcular utilizando el algoritmo de Schwager(1983). Las condiciones iniciales son:

$$\begin{aligned} f_{n,r} &= 0 & \text{Si } n < r \\ f_{n,r} &= pp^{r-1} & \text{Si } n = r \end{aligned} \quad (8)$$

Para disponer de una relación recursiva es necesario ahora definir una variable adicional, $u_{j,n}$ de la siguiente forma:

$$u_{j,n} = \text{Probabilidad (que una sucesión de } r \text{ éxitos no ocurra en o antes del intento } n, \text{ en el cual se observa un resultado } j)$$

Para una cadena de dos estados las condiciones iniciales para estas probabilidades son:

$$\begin{aligned} u_{1,1} &= p \\ u_{2,1} &= 1-p \end{aligned} \quad (9)$$

y para cualquier valor de $n > 1$ Schwager(1983) encuentra que:

$$\begin{aligned} u_{1,n} &= u_{1,n-1}p_{11} + u_{2,n-1}p_{12} - f_{n,r} \\ u_{2,n} &= u_{1,n-1}p_{21} + u_{2,n-1}p_{22} \end{aligned} \quad (10)$$

Incorporando la dependencia tipo Markov se propone la siguiente ecuación recursiva para $f_{n,r}$:

$$f_{n,r} = u_{1,n-r}p_{11}^r + u_{2,n-r}p_{12}p_{11}^{r-1} - \sum_{i=1}^{r-1} f_{n-i,r}p_{11}^i \quad \text{para } n > r \quad (11)$$

Se observa entonces que para poder estimar el período de retorno de una sucesión de largo dado se necesita conocer la probabilidad de éxito en un intento simple, p , los elementos de la matriz de transición de probabilidades, p_{ij} , y por supuesto, el largo de la sucesión, r .

Una vez que se conoce la probabilidad condicional entre ocurrencias consecutivas, p_{11} , el resto de las probabilidades de transición se estiman como (Sen, 1976) :

$$\begin{aligned} \hat{p}_{12} &= P(X_1 \geq x_0 | X_{1-1} \leq x_0) = \frac{p(1-p_{11})}{(1-p)} \\ \hat{p}_{22} &= P(X_1 \leq x_0 | X_{1-1} \leq x_0) = 1 - p_{12} \\ \hat{p}_{21} &= P(X_1 \leq x_0 | X_{1-1} \geq x_0) = 1 - p_{11} \end{aligned} \quad (12)$$

y la probabilidad de ocurrencias en dos intentos consecutivos se puede calcular basado en la distribución bivariada del proceso como:

$$p_{11} = P(X_i \geq x_0 | X_{i-1} \geq x_0) = \frac{P(X_i \geq x_0 \text{ y } X_{i-1} \geq x_0)}{P(X_i \geq x_0)} \quad (13)$$

En este caso es necesario conocer la función de distribución bivariada de (X_i, X_{i-1}) para evaluar p_{11} . Si se supone que esta distribución es binormal Cramer y Leadbetter (1967) presentaron una forma integrable para p_{11} :

$$p_{11} = p + \frac{1}{2\pi p} \int_0^p \frac{\exp\left(\frac{-x_0^2}{1+z}\right)}{\sqrt{1-z^2}} dz \quad (14)$$

Es evidente que para un proceso independiente con $p=0$ se obtiene $p_{11}=p$. Sen (1976) y Bayazit (1981), entregan algunos valores para p_{11} para diferentes valores de p . En la Figura 3 se muestra un conjunto más amplio de valores de p_{11} para p en el

rango de 0,01 a 1 y valores de p desde 0,0 hasta 0,9, obtenidos integrando numéricamente la distribución binormal en (14).

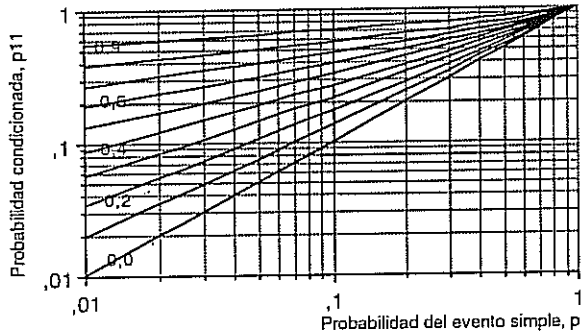


Figura 3.- Probabilidad condicionada para un proceso Markov binomial.

Siguiendo el procedimiento descrito se han calculado los valores del período de retorno de sucesiones de largo 1, o eventos simples, en procesos con dependencia temporal tipo Markov, en función de la probabilidad de ocurrencia del evento simple, p , para diferentes valores del coeficiente de autocorrelación, ρ , los que se muestran en la Fig. 4. En las Figuras 5 y 6 se muestran gráficos similares para sucesiones de largo $r=2$ y 5. Se observa que para sucesiones de largo 2 y mayores en general el período de retorno disminuye con la dependencia.

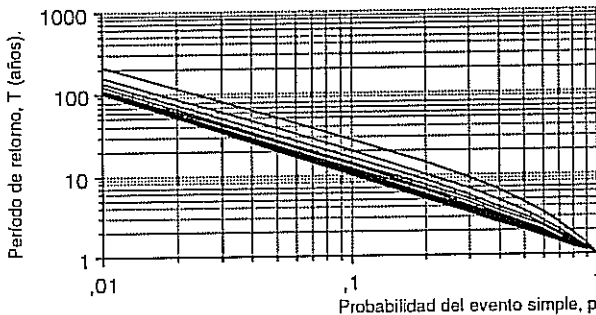


Figura 4.- Período de retorno de sucesiones de largo 1 en procesos Markov.

Los valores incluidos en estas figuras pueden usarse directamente para procesos normales autorregresivos. También pueden usarse para distribuciones no normales si se conocen los valores de las probabilidades condicionadas. En estos casos el valor equivalente de p podría obtenerse de la Figura 3 dados los valores de p y de p_{11} . Otra alternativa comúnmente usada en hidrología es transformar la serie cronológica original en normal y contar las transiciones entre los eventos correspondientes en ella.

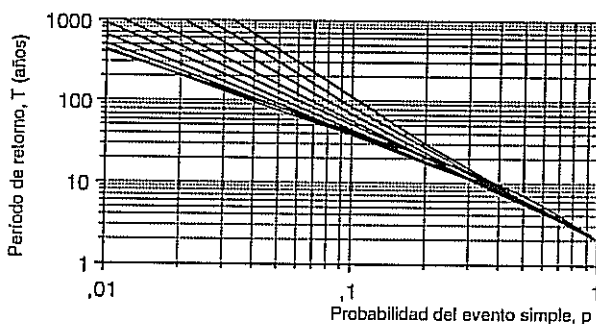


Figura 5.- Período de retorno de sucesiones de largo 2 en procesos Markov.

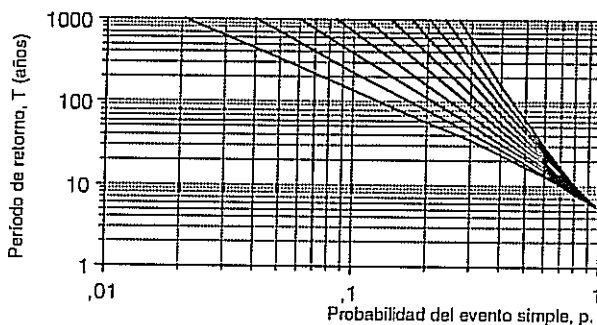


Figura 6.- Período de retorno de sucesiones de largo 5 en procesos Markov.

Es interesante observar que en estas figuras se incluyen como casos particulares las sucesiones para procesos independientes ($p=0$), y también los conocidos resultados de eventos simples en procesos independientes ($r=1$ y $p=0$). Así estos

valores pueden considerarse como una generalización para la estimación de períodos de retorno de diferentes tipos de eventos hidrológicos. Lógicamente también quedan incluidos los eventos simples en procesos dependientes ($r = 1$ y $p \neq 0$).

Eventos y Procesos más complejos.

El período de retorno de eventos definidos en base a combinaciones de resultados de varios intentos en procesos con estructura más compleja puede calcularse con el método sugerido en este artículo si se cuenta con una estimación de las probabilidades $f_{n,e}$. De hecho aunque aquí sólo se ha mostrado el caso de dependencias autorregresivas de orden uno, o procesos 1-Markov, el mismo Schwager (1983) presenta algoritmos para calcular $f_{n,e}$ en el caso de dependencias tipo M-Markov, e incluso para el caso en que las probabilidades sean variables en el tiempo. De todas maneras para procesos aún más particulares, por ejemplo con estructura de dependencia no lineal, para los cuales las transformaciones no parezcan adecuadas, siempre es posible recurrir a la simulación tipo Montecarlo. En este tipo de experimentos para obtener el período de retorno de cualquier evento crítico debiera usarse la definición de que el período de retorno corresponde al valor esperado del número de intentos transcurridos hasta lograr la primera ocurrencia del evento crítico, independiente de la condición de origen. Si el proceso en el cual se presentan los eventos críticos puede considerarse como un proceso de renovación entonces el resultado es indiferente si se usa el valor esperado del tiempo transcurrido entre ocurrencias sucesivas del evento crítico. Si no es así debe comenzarse la simulación desde el principio para romper la dependencia del proceso.

III EJEMPLOS DE APLICACION

El procedimiento propuesto para estimar el período de retorno de eventos hidrológicos se aplica a continuación al caso de las sequías meteorológicas e hidrológicas observadas en la zona central de Chile, utilizando para ello los registros de precipitaciones y caudales medios anuales registrados en diferentes estaciones. Las características estadísticas de estas sequías han sido analizadas por Fernández (1989), utilizando para ello la idea de período representativo.

Sequías meteorológicas

Se llaman sequías meteorológicas las que corresponden a la escasez de precipitaciones, que a su vez pueden considerarse como procesos independientes. Para su análisis se han seleccionado 7 estaciones de la zona central de Chile con registros desde 1900 hasta 1985 y calculado las duraciones de las sequías más

largas observadas para diferentes demandas. Las demandas se han considerado de acuerdo a la probabilidad de excedencia de la precipitación anual en cada estación. Las duraciones de las sequías más largas observadas para diferentes valores de la probabilidad de no excedencia de la demanda, p , se presentan en la Tabla 2, indicando en cada caso el año en que terminó cada una de ellas. Debido a que las series pueden considerarse independientes, de acuerdo al valor que toma el coeficiente de autocorrelación, el periodo de retorno de cada una de ellas puede calcularse según la expresión propuesta para sucesiones en intentos Bernoulli, ecuación (5). Estos valores, junto con la longitud del periodo representativo de cada una de ellas calculado por Fernández (1989) se muestra en la Tabla 3.

Tabla 2. Duración (años) de las sequías meteorológicas observadas en diferentes estaciones de la zona central para varios niveles de demanda. Entre paréntesis el último año de cada sequía.

Estación	$p=0,50$	$p=0,40$	$p=0,30$	$p=0,20$	$p=0,10$
La Serena	5 (1971)	4 (1976)	3 (1970)	3 (1970)	2 (1970)
Valparaíso	6 (1950)	5 (1970)	5 (1970)	3 (1966)	1 (1924)
Santiago	6 (1911)	5 (1911)	3 (1969)	3 (1970)	1 (1924)
San Fernando	5 (1971)	5 (1921)	4 (1970)	3 (1942)	1 (1924)
Talca	5 (1912)	3 (1910)	3 (1910)	2 (1909)	1 (1924)
Concepción	6 (1912)	5 (1971)	5 (1971)	2 (1984)	1 (1964)
Valdivia	9 (1968)	7 (1968)	5 (1968)	5 (1968)	2 (1965)

Tabla 3. Período de retorno (años) de las sequías meteorológicas observadas en la zona central de Chile. Entre paréntesis longitud del período representativo (años).

Estación	$p=0,50$	$p=0,40$	$p=0,30$	$p=0,20$	$p=0,10$
La Serena	62 (64)	63 (55)	52 (40)	155 (113)	110 (77)
Valparaíso	126 (131)	161 (142)	587 (459)	155 (113)	10 (7)
Santiago	126 (131)	161 (142)	52 (40)	155 (113)	10 (7)
San Fernando	62 (64)	161 (142)	175 (137)	155 (113)	10 (7)
Talca	62 (64)	24 (21)	52 (40)	30 (21)	10 (7)
Concepción	126 (131)	161 (142)	587 (459)	30 (21)	10 (7)
Valdivia	1022 (>1000)	1016 (893)	587 (459)	3905 (>1000)	110 (77)

Se puede apreciar que los periodos de retorno calculados son del mismo orden de magnitud que la longitud de los llamados periodos representativos. Aunque para valores de p grandes son prácticamente iguales las diferencias se hacen más

significativas para valores bajos de p . Desde el punto de vista práctico el período de retorno tiene un significado más aceptado que la longitud del período representativo.

Sequías hidrológicas

Se llaman sequías hidrológicas las observadas en los registros fluviométricos. En estos casos existe una dependencia importante entre los escurrimientos de años consecutivos, la que razonablemente puede considerarse del tipo Markov. Para analizar los períodos de retorno de las sequías de este tipo observadas recientemente en la zona central de Chile se han seleccionado 6 estaciones con registros de longitud variable. Para cada una de las series observadas se ha calculado la duración de las sequías para diferentes valores de demanda, equivalentes al gasto medio anual con probabilidad de no excedencia, p , de 0,1 a 0,5. Dados los valores de p y el coeficiente de correlación de cada serie se ha estimado el período de retorno de cada una de las sequías observadas utilizando para ellos el algoritmo de los gráficos de las Figuras 4 a 6. La duración de las sequías observadas, el año en que termina y el período de retorno calculado para cada una se muestran en la Tabla 4.

Tabla 7. Duración de las sequías hidrológicas observadas en la zona central de Chile, año de término y período de retorno calculado.

Estación		$p=0,5$	$p=0,4$	$p=0,3$	$p=0,2$	$p=0,1$
Elqui en Algarrobal (N=36)	Duración	8	5	7	4	0
	Año fin	1962	1971	1972	1971	-
	Per. Ret.	125	54	55	135	0
Aconcagua en Chacab. (N=67)	Duración	7	6	5	4	2
	Año fin	1960	1971	1971	1970	1968
	Per. Ret.	135	186	238	288	67
Maipo en El Manzano (N=34)	Duración	7	5	5	2	1
	Año fin	1960	1971	1971	1968	1968
	Per. Ret.	125	82	216	21	11
Teno en Los Queñes (N=42)	Duración	5	5	3	1	1
	Año fin	1971	1971	1947	1968	1968
	Per. Ret.	58	152	49	5	10
Cautín en Rari Ruca (N=48)	Duración	8	5	3	2	1
	Año fin	1963	1971	1964	1975	1966
	Per. Ret.	72	36	20	17	17

AGRADECIMIENTOS

Esta investigación fue realizada como parte de los proyectos Regional Flood Hazard Analysis de la NSF-USA y del FONDECYT-CHILE 666/93 sobre Modelación

Regional de Recursos Hídricos, mientras el primer autor se encontraba en período sabático en Colorado State University, Fort Collins, Colorado. Se agradece el apoyo de la Fundación Andes de Chile y de la Pontificia Universidad Católica de Chile para la realización de este período sabático.

REFERENCIAS

- Bayazit, M. 1981. Distribution of Joint Run-Lengths of Bivariate Markov Processes. *Journal of Hydrology*, 50:35-43.
- Benjamin, J.R. y Cornell, C.A., 1970. *Probability, Statistics, and Decision for Civil Engineers*, McGraw-Hill, N.Y.
- Chow, V.T., Maidment, D.R. y Mays, L.W., 1988. *Applied Hydrology*. McGraw-Hill, N.Y.
- Cramer, H. and Leadbetter, M.R., 1967. *Stationary and Related Stochastic Processes. Sample Function Properties and Their Applications*. J. Wiley & Sons, N.Y. 348 pp.
- Feller, W., 1968. *An Introduction to Probability Theory and Its Applications. Volume I. Third Edition*. J. Wiley & Sons, Inc., N.Y., 509 pp.
- Fernández, B. 1989. Probabilidades de Sequías Históricas. VIII Congreso Nacional de Ingeniería Hidráulica. 8 a 10 de Noviembre, Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago, Chile.
- Fernández, B. y Salas, J.D. 1993. Riesgo de Sistemas Hídricos Frente a Eventos Hidrológicos. XI Congreso Chileno de Ingeniería Hidráulica, Universidad de Concepción, Concepción, 27-30 de Octubre.
- Kite, G.W. 1977. *Frequency and Risk Analyses in Hydrology*. W.R.P., Fort Collins, Colorado. 224 pp.
- Linsley, R.K., Kohler, M. y Paulhus, J.L.H., 1982. *Hydrology for Engineers*. McGraw-Hill, N.Y.
- Lloyd, E.H., 1970. Return Period in the Presence of Persistence, *Journal of Hydrology*, 10-3:291-298.
- Millan, J. and Yevjevich, V., 1971. Probability of Observed Droughts. *Hydrology Paper 50*, Colorado State University, Fort Collins, Colorado.
- Schwager, S.J. 1983. Run Probabilities in Sequences of Markov-Dependent Trials. *Journal of the American Statistical Association*, 78:168-175.
- Sen, Z., 1976. Wet and Dry Periods of Annual Flow Series. *Journal of the Hydraulic Division, ASCE*, HY10:1503-1514.
- Sen, Z., 1980. Statistical Analysis of Hydrologic Droughts. *ASCE Journal of Hydraulic Division*, 106(HY1):99-115.
- Viessman, W., Knapp, J., Lewis, G.L. y T.E. Harbaugh, 1977. *Introduction to Hydrology*, Second Ed. Harper & Row, N.Y.
- Yen, B.C., 1970. Risks in Hydrologic Design of Engineering Projects. *J. Hyd. Div. ASCE*, 96-4:959-966.
- Yevjevich, V. 1967. An Objective Approach to Definitions and Investigations of Continental Hydrologic Droughts, *Hydrology Paper No. 23*, Colorado State University, Fort Collins, Colorado.