SOCIEDAD CHILENA DE INGENIERÍA HIDRÁULICA

XX CONGRESO CHILENO DE INGENIERÍA HIDRÁULICA

ESTIMACIÓN DEL TIEMPO MÍNIMO ENTRE TORMENTAS

DANIEL JAÉN S.[1]
BONIFACIO FERNÁNDEZ L.[2]

RESUMEN

Para el diseño de obras de drenaje se utiliza frecuentemente modelos de transformación de lluvia en escurrimiento en base a los registros continuos de precipitaciones en el lugar, lo que requiere caracterizar las tormentas que provocan crecidas. Para ello es necesario separar las tormentas como eventos independientes, lo que requiere estimar el periodo mínimo de tiempo sin precipitación (IETD). En la literatura técnica se han propuesto varios métodos para la estimación de IETD. En este artículo se analizan cuatro de ellos: el método exponencial, los tests de autocorrelación, el método que relaciona gráficamente el número promedio de tormentas por año con el tiempo mínimo entre tormentas; y finalmente el método basado en modelar las tormentas como procesos de Markov. Estos modelos se analizan sobre cuatro series de precipitación: Santiago y Chillán (Chile); y, Fort Collins y Lenexa (Estados Unidos). El método exponencial es adecuado en tres de las series analizadas; sin embargo no es tan preciso en series de precipitación con alta variabilidad estacional. De los tests de autocorrelación analizados, el mejor es el de correlación por rangos de Spearman Modificado, aunque la variabilidad en los correlogramas analizados es significativa. El método que relaciona gráficamente el número promedio de tormentas por año con el tiempo mínimo tiempo entre tormentas, es una aproximación subjetiva para el cálculo de IETD. El método de cadenas de Markov no es afectado por la variabilidad estacional ni por el posible ajuste a una distribución de la serie de precipitación, lo que lo hace adecuado para condiciones muy variadas.

[1] Estudiante de Postgrado, Departamento de Ingeniería Hidráulica y Ambiental, Pontificia Universidad Católica de Chile - mail: djaen@uc.cl
[2] Profesor Titular, Departamento de Ingeniería Hidráulica y Ambiental, Pontificia Universidad Católica de Chile - mail: bfernand@ing.puc.cl

1. INTRODUCCIÓN

El diseño de sistemas de drenaje, se aborda habitualmente con las siguientes etapas (Adams et al., 1986):

a) selección, análisis de datos meteorológicos.
b) aplicación de un modelo de transformación lluvia-escorrentía.
c) diseño de los elementos requeridos por el sistema.
d) control del caudal de salida.

La gran cantidad de información que usualmente contienen las series de datos meteorológicos usualmente se acostumbra resumir en curvas tipo IDF, Intensidad Duración Frecuencia, o en tormentas de diseño para diferentes periodos de retorno. Hoy en día están empezando a emplearse modelos de simulación continua alimentados por toda la serie meteorológica disponible (Palynchuk et al., 2008). También existen modelos analíticos basados en el comportamiento estadístico de las tormentas. En todo caso cualquiera que sea el uso, se necesita caracterizar las tormentas contenidas en el registro, para lo cual es necesario identificarlas y separarlas como eventos independientes, lo que requiere determinar el tiempo sin precipitación entre tormentas.

Intuitivamente la separación entre dos tormentas, es el tiempo seco entre ellos. Sin embargo, es necesario garantizar que dichos eventos sean independientes. Debido a que los registros de precipitación son continuos y los mismos se realizan cada cierto intervalo de tiempo (generalmente las mediciones son horarias o de menor intervalo), es necesario determinar el periodo mínimo de tiempo sin precipitación entre tormentas en un registro continuo de lluvias, que garanticen la independencia de los eventos de lluvia (Adams et al., 1986).

Actualmente existen numerosos métodos para la determinación de periodos mínimos de tiempo sin precipitación y por lo tanto para la identificación de eventos independientes de precipitación. Sin embargo, no hay unanimidad sobre la ventaja o calidad de ellos y varios investigadores han enfrentado el problema con diferentes tipos de aproximaciones.

En este trabajo se analiza el comportamiento de cuatro métodos: Método exponencial, que supone la función de densidad de probabilidad como una distribución exponencial Poisson (Restrepo-Posada y Eagleson, 1982); los tests de autocorrelación, (Adams, 2000; Bonta y Rao, 1988); el método que relaciona gráficamente el número promedio de tormentas por año con el tiempo mínimo tiempo entre tormentas (Heaney et. al, 1977); y finalmente el método de modelación de un registro de lluvia horario por medio de una cadena de Markov (Salas, 1993; Zegpi y Fernández, 2010).

Estos cuatro métodos se aplican a su vez a cuatro registros continuos de lluvia con intervalos de 10, 15 minutos y de 1 hora.

2. TIEMPO SIN PRECIPITACIÓN

Eventos independientes de lluvia están definidos por intervalos de tiempo sin lluvia o periodo mínimo de tiempo sin precipitación (Interevent Time Definition, IETD); por lo tanto la cantidad de tormenta en un registro y la caracterización de las propiedades de un evento, dependerán enteramente del valor asignado a IETD.

Una gráfica de una serie continua de precipitación es como la mostrada en la *Figura 1*. Esta contiene tiempos secos o tiempos entre tormentas (TET), de tamaño variable. Al discretizar la serie de precipitación para distintos valores de tiempo sin precipitación (IETD), si se verifica que dos eventos de lluvia que están separados por un TET ≥ IETD, son independientes; por el contrario, si están separados por un TET < IETD los dos eventos se unen formando uno solo (Figura 1), aunque contenga en su interior un corto periodo sin precipitación.

El método para la determinación de IETD debe tomar en cuenta cierto compromiso entre la independencia de los eventos separados ampliamente y la variabilidad en las propiedades de cada evento (Dunkerley, 2008).

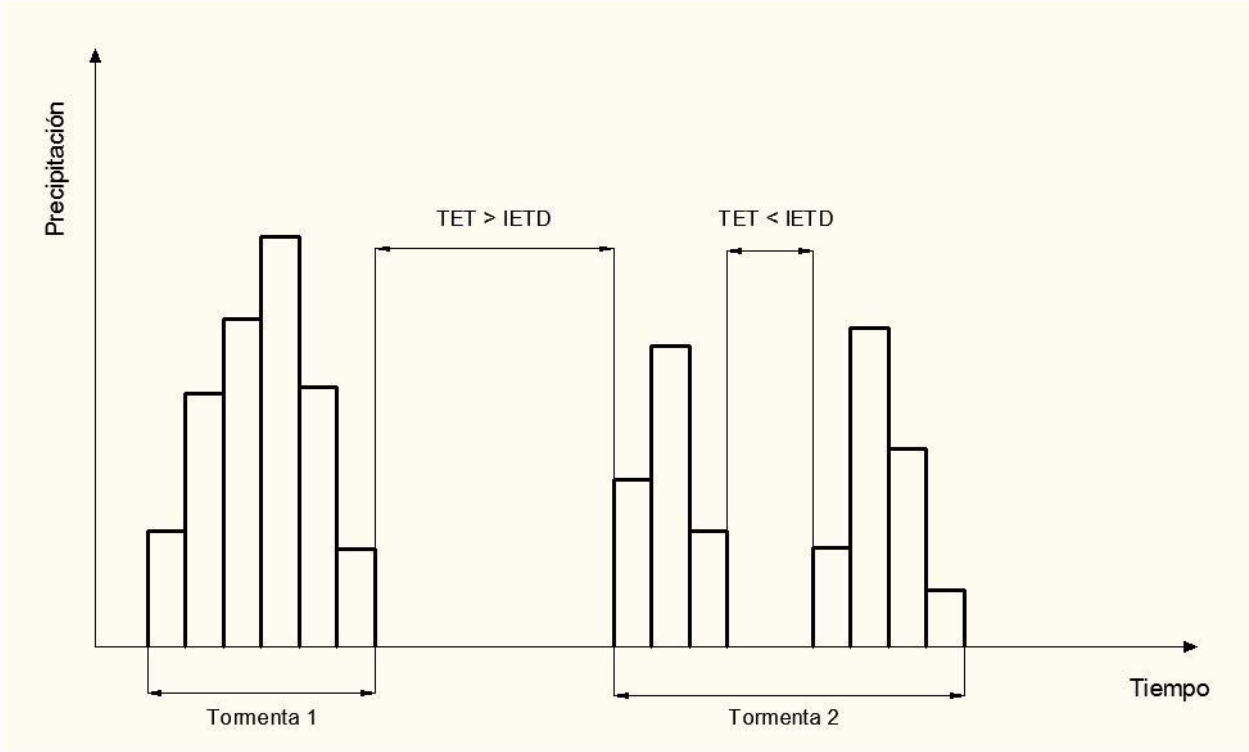

Figura 1. Esquema y discretización de una serie continua de precipitación

3. MÉTODOS DE DETERMINACIÓN DEL TIEMPO MÍNIMO SIN PRECIPITACIÓN

3.1. MÉTODO EXPONENCIAL

Restrepo-Posada y Eagleson (1982), presentan el modelo como un método que podría ser aplicable en muchos casos de proyectos de diseño.

Se espera, que mientras el promedio de tiempos entre tormentas sea mayor al promedio de duraciones de las tormentas de la serie, la llegada de eventos de lluvia independientes se podrá describir adecuadamente por un proceso Poisson:

$$\omega \cdot \bar{d} \ll 1 \qquad (1)$$

Donde:
ω = inverso del tiempo promedio entre tormentas = frecuencia de tormentas
$\bar{d}$ = duración media del evento de tormenta

Sin embargo, si se considera toda la serie natural, el tiempo entre tormentas no se distribuirá exponencialmente, debido a que contiene pequeños TET que separan algunos eventos de lluvia dependientes. Para que la serie siga una distribución exponencial, y por lo tanto se tengan eventos de lluvia independientes, se debe seleccionar el mínimo tiempo entre tormentas (Interevent Time Definition, IETD), verificar si TET ≥ IETD, uniéndose los eventos que tienen un TET menor en un solo evento. Si se discretiza la serie para distintos IETDs cada vez mayores, eventualmente se alcanzará la distribución exponencial de tiempos de tormenta en la serie.

Para comprobar que la serie sigue la distribución exponencial, se utiliza la propiedad que tiene esta distribución, según la cual su media y desviación estándar son iguales, lo que se traduce en que para discretizar eventos independientes de una serie continua de precipitación, el coeficiente de variación del tiempo entre tormentas debe ser igual a la unidad.

Implícitamente se asume que existen algunas duraciones de tiempos entre tormentas que van de 0<TET<IETD que podrían definir eventos independientes, pero que el criterio del modelo no permite identificarlos.

Por último, durante la aplicación del método, se puede comprobar que para TET pequeños CV>1, y al aumentar el valor de TET, el valor de CV se acercará hacia cero si TET es muy largo. Se escoge pues, el valor de TET para el cual CV=1.

Por lo tanto este método propone lo siguiente:

- Discretizar la serie de precipitación para distintos valores de tiempo sin precipitación (IETD), verificar si TET ≥ IETD, uniendo los eventos que tienen un TET menor en un solo evento.
- Se observa si sigue una distribución exponencial; para eso se debe verificar que el coeficiente de variación sea igual o parecido a 1.
- Verificar además, si la serie discretizada cumple con la condición de la Ecuación (1).

3.2. TESTS DE AUTOCORRELACIÓN

Otro enfoque para la determinación del periodo mínimo de tiempo sin precipitación (IETD), consiste en los tests de autocorrelación. La explicación física de este evento se basa en el hecho de que cuando se tienen mediciones de precipitación con proximidad temporal de dos estaciones cercanas, existirá cierta correlación entre ambas (Adams et al., 1986).

La autocorrelación mide la dependencia lineal de una serie de precipitación medida en un punto, con la misma serie en el intervalo de tiempo anterior. El desfase entre dos intervalos (k), se varía para determinar el IETD. Para cada desfase (k) determina un coeficiente de autocorrelación (r_k) cuyo valor puede variar de -1 a 1.

La interpretación de los resultados radica en que si el resultado es 1 o -1, existirá autocorrelación, y por lo tanto dependencia perfecta entre los datos. Sin embargo si el valor de r_k es 0, habrá autocorrelación nula y por lo tanto independencia entre las series medidas. Es el valor del intervalo de tiempo para este r_k nulo, el que corresponde al mínimo periodo de tiempo sin precipitación (IETD) para cierto nivel de significancia (generalmente: $\alpha = 0.01$ y $\alpha = 0.05$).

Para determinar el correlograma, se describe el método de Spearman modificado (Siegel, 1956), puesto que se comprobó que tienen una mejor estimación del IETD que otros (Bonta y Rao, 1988).

El Método de Correlación por Rangos Ordenados (Siegel, 1956) es una medida de asociación que requiere colocar la serie en dos series ordenadas de acuerdo a un rango de sus valores, ordenando las observaciones de menor a mayor, otorgándole un rango de 1 a N.

Siegel (1956), modifica el Método de Spearman y afirma que si la proporción de observaciones repetidas es grande, como ocurre en el análisis de series de lluvia, se debe modificar la fórmula de Spearman agregándole un factor de corrección con el que la fórmula adecuada para la autocorrelación de la serie analizada es:

$$r_k = \frac{\sum_{i=1}^{N-k} x_i^2 + \sum_{i=1+k}^{N} x_{i+k}^2 + \sum_{i=1}^{N-k} (x_i - x_{i+k})^2}{2 \cdot \left(\sum_{i=1}^{N-k} x_i^2 \cdot \sum_{i=1+k}^{N} x_{i+k}^2\right)^{0.5}} \tag{2}$$

Con:

$$\sum_{i=1}^{N-k} x_i^2 = \frac{(N-k)^3 - (N-k)}{12} - \sum_{i=1}^{N-k} Tx_i \tag{3}$$

$$\sum_{i=1+k}^{N} x_i^2 = \frac{(N-k)^3 - (N-k)}{12} - \sum_{i=1+k}^{N} Tx_{i+k} \tag{4}$$

Donde:

$$\sum_{i=1}^{N-k} Tx_i = \sum_{i=1}^{N-k} \frac{tx_i^3 - tx_i}{12} \tag{5}$$

$$\sum_{i=1+k}^{N} Tx_{i+k} = \sum_{i=1+k}^{N} \frac{tx_{i+k}^{3} - tx_{i+k}}{12} \quad (6)$$

Siendo:
tx_i = El número de observaciones iguales en un rango x_i
tx_{i+k} = El número de observaciones iguales en un rango x_{i+k}

Como en el caso anterior, se examina el correlograma obtenido para determinar si es significativamente diferente de cero, según Conover (1980):

$$r_p = \frac{z_p}{\sqrt{N-1}} \quad (7)$$

Donde:
z_p = Cuantil de una variable aleatoria normal estándar.

Por lo tanto, este método propone, construir el autocorrelograma y basándose en niveles de significancia de $\alpha = 0.01$ y $\alpha = 0.05$ determinar el mínimo valor de r_k que no sea significativamente diferente de cero. El intervalo de tiempo (k) para este coeficiente de autocorrelación (r_k) será entonces el periodo mínimo de tiempo sin precipitación (IETD).

3.3. PROMEDIO ANUAL DE EVENTOS VS. PERIODO MÍNIMO DE TIEMPO SIN PRECIPITACION

Este método toma en cuenta la relación que existe entre el IETD y el número promedio de eventos al año (Heaney et. al, 1977). Se basa en el análisis casi subjetivo del gráfico "Promedio de eventos al año vs. IETD".

El método propone ir variando el valor de IETD desde cero hacia delante, y para cada valor asumido existirá un valor promedio de eventos al año de la serie discretizada; se debe elegir como IETD, el valor para el cual, para valores mayores no se observen variaciones importantes en el número promedio de eventos al año. Es decir se debe elegir el valor para el cual la curva comienza a exhibir un comportamiento asintótico.

Heaney et. al, (1977), mencionan que debido a que este modelo no toma en cuenta el tipo de tormentas que se dan (ciclónica, orográfica y convectiva) puede ser la mejor aproximación para definir un IETD que puede ser aplicado en una escala regional amplia.

Adams y Papa, (2000) por otra parte observan que este método consiste en una aproximación subjetiva del tiempo mínimo sin precipitación; puesto que no siempre se dará una "suavización" explícita de la curva.

3.4. CADENA DE MARKOV (SALAS, 1993; ZEGPI Y FERNANDEZ, 2010)

Zegpi y Fernández (2010) proponen un método basado en la modelación de un registro horario de lluvia por una cadena de Markov simple o de primer orden (Salas, 1993). Si bien podrían

utilizarse otros intervalos de discretización, se comienza con la serie de precipitación horaria, obtenida a partir del registro continuo de precipitación. La lluvia se modela considerando dos estados: lluvia (estado 1) y no lluvia (estado 0), con una matriz de probabilidades de transición.

De la serie se identifican las horas con lluvia (N_1) y las horas sin lluvia (N_0). Posteriormente se identifican el número de transiciones que ocurren entre los estados (N_{00}, N_{01}, N_{10}, N_{11}) y se calcula el valor de las probabilidades libres, con la siguiente ecuación:

$$P_j = \frac{N_j}{N_i + N_j} \tag{8}$$

Donde:
P_j = Probabilidad de ocurrencia del estado j. Para j = 0,1
N_i = Número de horas en el estado i. Para i = 0,1

Luego, se calculan las probabilidades de transición entre estados, las cuales son estimadas con:

$$P_{00} = \frac{N_{00}}{N_{00} + N_{01}};\ \ P_{01} = \frac{N_{01}}{N_{00} + N_{01}};\ \ P_{10} = \frac{N_{10}}{N_{10} + N_{11}};\ \ P_{11} = \frac{N_{11}}{N_{10} + N_{11}} \tag{9}$$

Donde:
N_{ij} = Número de transiciones del estado i al estado j. Para i, j = 0,1
P_{ij} = Probabilidad de transición del estado i al estado j. Para i, j = 0,1

Con las probabilidades calculadas, se forma la matriz de probabilidades de transición o simplemente la matriz de transición (P):

$$P = \begin{bmatrix} P_{00} & P_{01} \\ P_{10} & P_{11} \end{bmatrix} \tag{10}$$

Este método propone que el valor de la transición entre estados separados por m* intervalos, para el cual las probabilidades de la matriz de transición se independizan del estado inicial y tienden a un valor igual a la probabilidad libre para cierto nivel de tolerancia ε, es igual al tiempo mínimo entre tormentas. Como:

$$\lim_{m \to \infty} P_{ij,m} = P_j \tag{11}$$

Entonces:

$$P_{ij,m^*} = P_j \pm \varepsilon \tag{12}$$

Donde:
m = Número de etapas de transición (horas)
$P_{ij,m}$ = Probabilidad de transición del estado i al estado j en m etapas. Para i, j = 0,1

La matriz de transición en m etapas de una cadena de Markov, es igual a la matriz de transición de una etapa multiplicada m veces por sí misma:

$$P^m = \begin{bmatrix} P_{00} & P_{01} \\ P_{10} & P_{11} \end{bmatrix}^m = \begin{bmatrix} P_{00,m} & P_{01,m} \\ P_{10,m} & P_{11,m} \end{bmatrix} \quad (13)$$

Finalmente si se adopta un nivel de tolerancia ε, se estima el periodo mínimo de tiempo sin precipitación (IETD), de acuerdo a la siguiente ecuación:

$$\mathrm{IETD} = m^* | P_j - \varepsilon < P_{ij,m^*} < P_j + \varepsilon \quad (14)$$

4. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

4.1. ANÁLISIS DE LAS SERIES DE PRECIPITACIÓN

Se analizan 4 series de precipitación, cuyas características se muestran en la *Tabla 1*:

- Santiago, Región Metropolitana, Chile.
- Chillán, VIII Región del Biobío, Chile.
- Fort Collins, Colorado, Estados Unidos.
- Lenexa, Kansas, Estados Unidos.

Tabla 1. Características de las Series de Precipitación analizadas.

Lugar	**Santiago**	**Chillán**	**Fort Collins**	**Lenexa**
Periodo de Registro	1917 - 1960	1998 - 2006	1968 - 1977	1948 - 2002
Periodo de Registro (años)	44	9	10	55
Intervalo de Registro (min)	10	15	15	15
Numero de eventos	7708	4193	795	8325
Promedio anual de eventos	175	466	80	151
Duración Promedio (hr)	0.844	1.026	3.526	2.965
Promedio TET (hr)	48.7	17.4	105.5	54.2
Desv. Est. TET (hr)	279.0	82.4	182.0	94.9
Min. TET (hr)	0.167	0.250	1.000	1.000
Máx. TET (hr)	5057.2	2278.8	1761.0	2315.0
CV TET	5.732	4.736	1.725	1.751
$\omega\ \bar{d}$	0.017	1.075	0.033	0.105

(*) Bonta y Rao (1988) encontraron que se necesitan por lo menos 10 años de registros para tener una estimación adecuada del IETD.

4.2. METODO EXPONENCIAL

Se comprueba que a medida que aumenta el mínimo tiempo entre tormentas (IETD), el valor del coeficiente de variación decrece. Por lo que se toma el valor de IETD, para el cual el coeficiente de variación es la unidad, CV(IETD) = 1.

Para este valor se discretizan las series de precipitación, y los resultados se encuentran en la *Tabla 2*.

Tabla 2. Periodo Mínimo de Tiempo sin Precipitación (IETD). Método exponencial.

Lugar	Santiago	Chillán	Fort Collins	Lenexa
IETD (hr)	310	196	30	19
IETD (días)	12.9	8.2	1.2	0.8
Numero de eventos	278	75	379	3725
Duración Promedio (hr)	330.9	564.7	13.3	12.2
Promedio TET (hr)	1045.6	525.2	215.7	115.6
Desv. Est. TET (hr)	1045.0	525.2	215.4	115.3
Min. TET (hr)	310.0	198.0	30.0	19.0
Máx. TET (hr)	5057.2	3627.8	1761.0	2315.0
CV TET	1.000	1.000	0.999	0.997
$\omega\ \bar{d}$	0.316	1.075	0.062	0.105

Del análisis de los resultados expresados en *Tabla 2*, se observa que todas las series se aproximan bastante a la distribución exponencial y se encuentra un valor de IETD que cumple con la condición de CV(IETD) = 1. Pero solo Fort Collins y Lenexa cumplen la condición de la Ecuación (1).

La serie de Santiago, si bien cumple con ambas condiciones mencionadas anteriormente, el valor de ($\omega\ \bar{d}$) si bien es menor a 1, es grande. Y el valor de IETD parece ser muy grande pues es de casi 13 días.

En cuanto a la serie de Chillán, no cumple con la condición de la Ec. (1); por lo tanto el proceso Poisson no estará describiendo adecuadamente la llegada de eventos. Se puede observar además que el IETD es 8 días, que al igual que Santiago parece ser muy alto.

4.3. TESTS DE AUTOCORRELACIÓN

Método de Spearman Modificado

La Figura 2 muestra como ejemplo el autocorrelograma de Santiago calculado según el Método de Spearman Modificado. Los valores de zp, se obtienen de la tabla A1 del apéndice de Conover (1980):

$\alpha = 0.01$ $\quad z_p = 2.3263$
$\alpha = 0.0.5$ $\quad z_p = 1.6449$

La serie de Santiago alcanza un valor cercano a cero, para un tiempo de 425 hr, sin embargo el autocorrelograma varía alrededor de cero hasta las 550 hr y después va decreciendo. La serie de Chillán se comporta igual que la de Santiago, y alcanza un valor cercano a cero a 475 hr, varía alrededor del mismo hasta las 575 hr y continúa decreciendo.

La serie de Fort Collins, es tal vez la más clara de todas las series analizadas por este método, si no se toma en cuenta que una vez que alcanza un valor cercano a cero, sigue decreciendo, pues claramente alcanza un valor cercano a cero a la altura de 42 hr. La serie de Lenexa es la que más variabilidad en torno a cero presenta, y alcanza un valor cercano a cero a la altura de 50 hr.

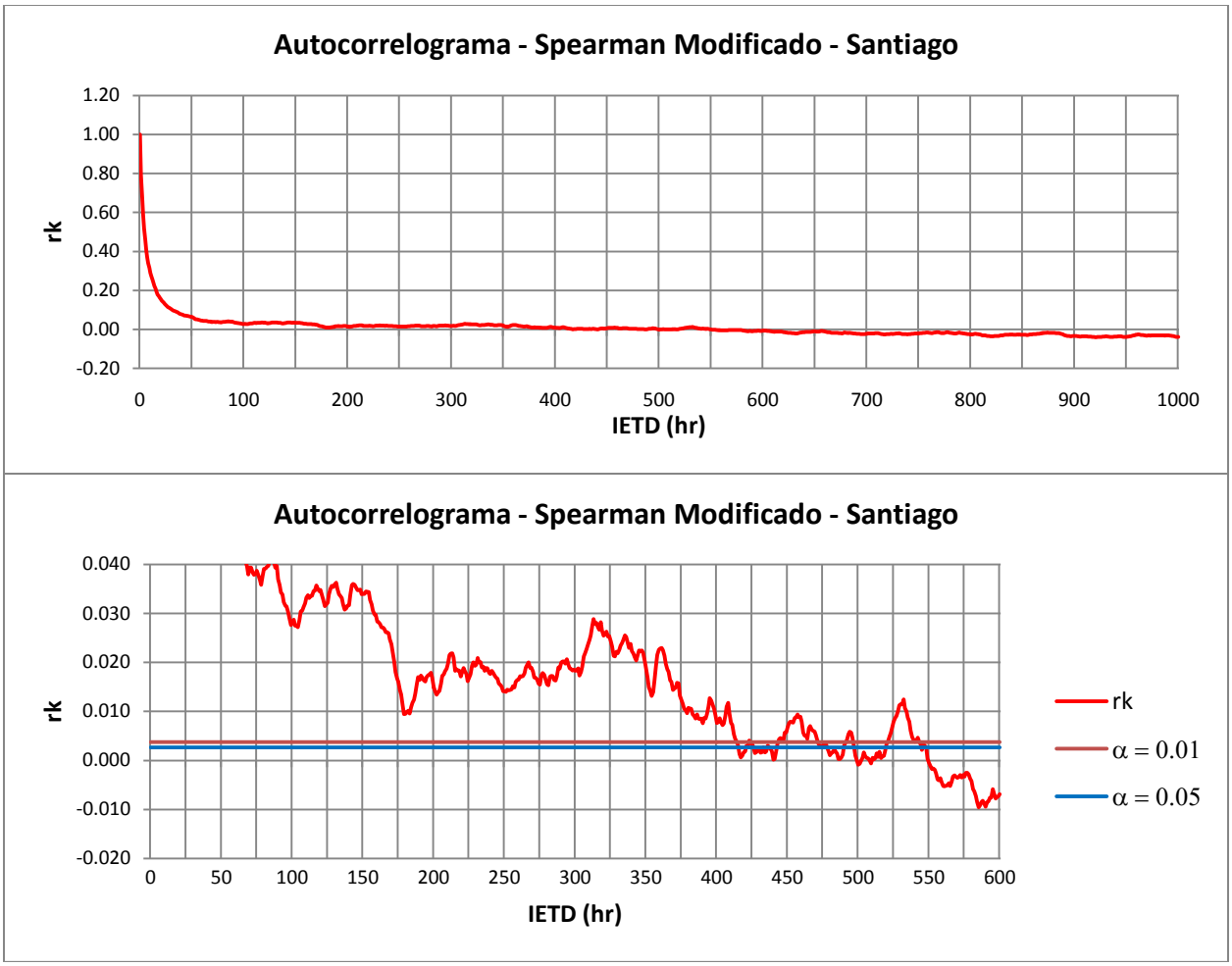

Figura 2. Autocorrelograma de la serie de volumen de precipitación. Spearman Modificado

Los resultados obtenidos con los autocorrelogramas construidos con el método de Spearman Modificado se muestran en la *Tabla 3*.

Tabla 3. Periodo Mínimo de Tiempo sin Precipitación (IETD). Tests de Autocorrelación.

	IETD (hr)			
Lugar	**Santiago**	**Chillán**	**Fort Collins**	**Lenexa**
Spearman Modificado	425	475	42	50

Este método postula que una autocorrelación nula es necesaria pero no suficiente para asegurar la independencia de la precipitación (P) (Restrepo-Posada y Eagleson, 1982) puesto que existe variabilidad en los autocorrelogramas, y la determinación del IETD puede resultar subjetiva, a pesar de contar con niveles de significancia. Debido a esto, Heaney et. al, (1977), indican que este método puede ser aplicado, en el mejor de los casos, en regiones específicas.

4.4. PROMEDIO ANUAL DE EVENTOS VS. PERIODO MÍNIMO DE TIEMPO SIN PRECIPITACION

Este es un procedimiento gráfico, cuya aplicación puede apreciarse en el ejemplo de Santiago que se ilustra en la *Figura 3*.

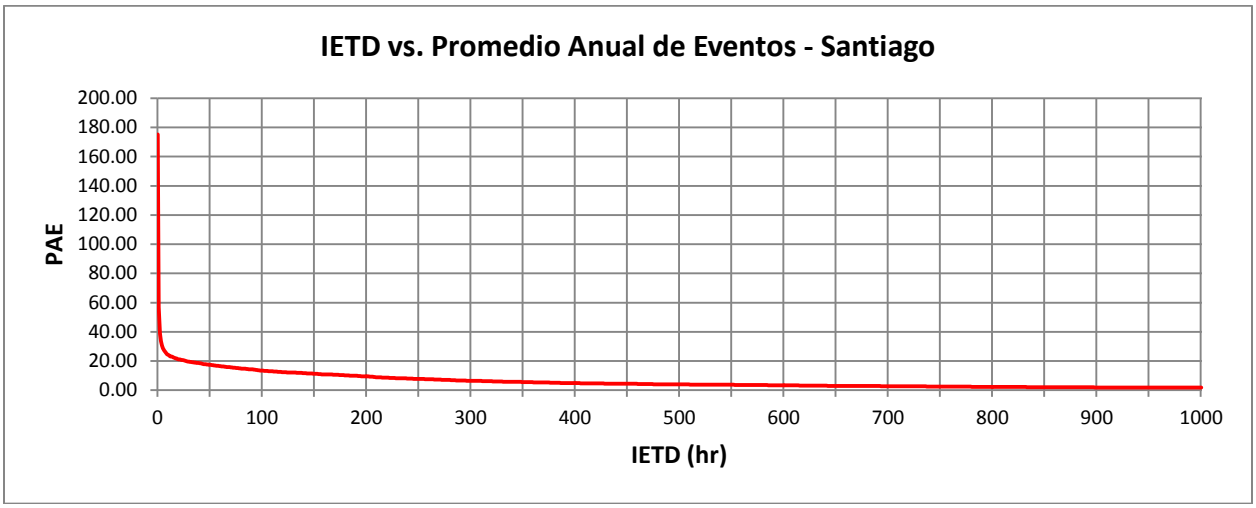

Figura 3. Variación del Promedio Anual de Eventos (PAE) en Función del Tiempo mínimo entre tormentas (IETD).

Se aprecia en las gráficas que las curvas alcanzan valores asintóticos, sin embargo estos se dan en valores altos. Los resultados obtenidos con este método se muestran en la *Tabla 4*. Se puede notar, además, que los valores obtenidos para Santiago y Chillán se asemejan a los obtenidos en el método exponencial. Por el contrario los resultados obtenidos para Fort Collins y Lenexa difieren mucho de los valores obtenidos en los métodos anteriores.

Tabla 4. Periodo Mínimo de Tiempo sin Precipitación (IETD). PAE vs. IETD.

Lugar	**Santiago**	**Chillán**	**Fort Collins**	**Lenexa**
IETD (hr)	300	200	500	300

En resumen puede que existan casos en los que nunca se encuentre el valor de IETD, ya que es posible que no se observe el comportamiento asintótico esperado, o este se dé para valores muy altos dependiendo del criterio del observador.

Por lo tanto este método constituye una aproximación subjetiva, y es posible que sea aplicable solamente para calcular IETD en una escala espacial muy amplia.

4.5. CADENA DE MARCOV

En la *Tabla 5* se muestran los valores del conteo de N_0 y N_1 y el número de transiciones que ocurren entre los estados (N_{00}, N_{01}, N_{10}, N_{11}); así como las probabilidades de las ecuaciones 8 y 9, para poder armar la matriz de transición (Ecuación 10).

En este caso se adopta un nivel de tolerancia $\varepsilon = \pm 0.001$, y se procede a calcular la matriz de transición para cada valor de m, partiendo desde 1; se toma como m* = IETD el valor de la transición que cumple con la condición de la Ec. 13. En la *Tabla 6*, se muestran los resultados obtenidos de la aplicación del método de Markov.

Tabla 5. Precipitación horaria, conteo de estados y transiciones; y determinación de probabilidades.

Lugar	**Santiago**	**Chillán**	**Fort Collins**	**Lenexa**
Periodo de Registro	1917 - 1960	1998 - 2006	1968 - 1977	1948 - 2002
Intervalo de Registro Original (min)	10	15	15	15
Horas sin lluvia N_0	375237	72091	84797	457113
Horas con lluvia N_1	10203	6749	2803	24687
N_{00}	373142	70051	84001	448787
N_{01}	2094	2039	795	8325
N_{10}	2094	2039	795	8325
N_{11}	8109	4710	2008	16362
P_0	0.9735	0.9144	0.9680	0.9488
P_1	0.0265	0.0856	0.0320	0.0512
P_{00}	0.9944	0.9717	0.9906	0.9818
P_{01}	0.0056	0.0283	0.0094	0.0182
P_{10}	0.2052	0.3021	0.2836	0.3372
P_{11}	0.7948	0.6979	0.7164	0.6628

Tabla 6. Periodo Mínimo de Tiempo sin Precipitación (IETD). Método de Markov.

Lugar	**Santiago**	**Chillán**	**Fort Collins**	**Lenexa**
IETD (hr)	30	18	20	16
$P_{00,IETD}$	0.9736	0.9145	0.9680	0.9488
$P_{01,IETD}$	0.0264	0.0855	0.0320	0.0512
$P_{10,IETD}$	0.9727	0.9137	0.9671	0.9479
$P_{11,IETD}$	0.0273	0.0863	0.0329	0.0521

Del análisis de la *Tabla 6*. se puede observar que, efectivamente, los valores de las probabilidades de transición se acercan al valor de las probabilidades libres para un valor de IETD. Se puede observar que los valores de P_{00} y P_{10} tienden al valor de P_0; y que P_{01} y P_{11} tienden al valor de P_1, respetando en los cuatro casos la condición de la Ec. 14.

Se puede ver además que los valores de IETD, si bien son menores a los valores obtenidos con los métodos anteriores, resultan adecuados. Además, los valores de IETD calculados para Fort Collins y Lenexa, no difieren mucho de los valores obtenidos con el método exponencial.

Este método tiene la ventaja, de no estar afectado por la variabilidad estacional de las series de tormenta y no considerar su ajuste a posibles distribuciones. La determinación de los IETD es totalmente objetiva cumpliendo con niveles de tolerancia adoptados por el investigador. Su cálculo es además rápido debido a su formulación matricial.

5. COMPARACION DE MÉTODOS

En la *Tabla 7*, se muestran los valores de los resultados obtenidos de la aplicación de los cuatro métodos analizados.

Tabla 7. Periodo Mínimo de Tiempo sin Precipitación (IETD). Comparación de Métodos.

	IETD (hr)			
Lugar	**Santiago**	**Chillán**	**Fort Collins**	**Lenexa**
Periodo de Registro (años)	44	9	10	55
Método Exponencial	310	196	30	19
Correlación. Spearman Modificado	425	475	42	50
PAE vs. IETD	300	200	500	300
Markov	30	18	20	16

De los cuatro métodos comparados, es el método del gráfico de promedio anual de eventos (PAE) vs. IETD el que entrega valores de IETD más altos. El método de la Cadena de Markov es el que entrega valores de IETD más bajos.

Se puede apreciar que los valores de IETD calculados para Fort Collins y Lenexa, no varían significativamente a excepción del calculado con el método de PAE vs. IETD.

En el caso de Santiago y Chillán, se observa que los valores entregados de IETD no varían significativamente a excepción del calculado por el método de la cadena de Markov. Sin embargo estos valores resultan muy altos.

El hecho de que las series de precipitación de Fort Collins y Lenexa sean más homogéneas que las series de precipitación de Santiago y Chillán; puede ser un factor influyente en la determinación de IETD por los métodos exponencial y de autocorrelación.

5. CONCLUSIONES

Cuando la variabilidad estacional es muy alta, como es el caso de Santiago y Chillán, la aplicación de los métodos exponencial y de autocorrelación debe hacerse con mucha precaución

Sobre la aplicación de cada uno de los modelos a las series analizadas, en el caso del método exponencial, todas las series excepto la de Chillán, que no cumplió una de las condiciones del método, se ajustaron de manera adecuada a la distribución exponencial. El caso de Santiago es particular, pues si bien cumplió con las condiciones del método, se puede observar que su ajuste a la distribución exponencial no es tan preciso; como lo es en el caso de Fort Collins y Lenexa.

El método de Promedio anual de eventos (PAE) vs. IETD, para todos los casos entrega valores de IETD muy altos, y debido a que la determinación de este es un proceso subjetivo, es el menos adecuado de todos los métodos.

El método de la cadena de Markov entrega resultados de IETD que si bien son menores a los entregados por los métodos restantes, estos son adecuados; y cumplen con el postulado de Adams et. al (2000), el cual dice que para cuencas urbanas el valor de IETD, debiera ser más

bien corto. Este método además tiene la ventaja sobre los demás, de que no está afectado por la variabilidad estacional de las series de tormenta y no considerar su ajuste a posibles distribuciones, lo que le da un amplio espectro para aplicación a series de tormentas de diferentes tipos (convectivas, ciclónicas, orográficas).

AGRADECIMIENTOS

Se agradece al profesor José Luis Arumí de la Universidad de Concepción, Chile por la información de la serie de Chillán.

REFERENCIAS

Adams, B. J., Fraser, H. G., Howard, C. D. D. & Hanafy, M. S. (1986). Meteorological data analysis for drainage system design. Journal of Environmental Engineering, 112(5), 827-848.

Adams, B. J. & Papa, F. (2000). Urban stormwater management planning with analytical probabilistic models. (1a .ed.). New York: John Wiley Sons, Inc.

Bonta, J. V. & Rao, A. R. (1988). Factors affecting the identification of independent storm events. Journal of Hydrology, 98(3-4), 275-293.

Conover, W. J. (1980). Practical Nonparametric Statistics. Wiley New York, N. Y. 2nd ed., 485 pp.

Heaney, J.P., Huber, Medina, Murphy, Nix. (1977). Nationwide assessment of Combined Sewer Overflows and Urban Stormwater Discharges. Vol II: Cost Assessment. EPA-600/2-77-064, U.S. Enviromental Protection Agency. Cincinnati. Ohio.

Palynchuk, Barry; Guo, Yiping. (2008) Threshold Analysis Of Rainstorm Depth And Duration Statistics At Toronto, Canada. Journal of Hydrology 348, 535-545

Restrepo-Posada, P. J. & Eagleson, P. S. (1982). Identification of independent rainstorms. Journal of Hydrology, 55(1-4), 303-319.

Salas J. D., Delleur J. W., Yevjevich V., Lane W. L. (1985) Applied Modelling Of Hydrologic Time Series. Segunda Edición. Water Resources Publications. Littleton. Colorado. Estados Unidos de América.

Salas, J. D. (1993). Analysis and modeling of hydrologic time series. En D. R. Maidment, Handbook of hydrology (pp. 19.1-19.72). USA: McGraw-Hill, Inc.

Siegel. S (1956). Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences. McGraw-Hill, New York, N.Y, 312 pp.

Zegpi M. & Fernandez B. (2010). Hidrological model for urban catchments – analytical development using copulas and numerical solution. Hydrological Sciences Journal 55(7), 1123-1136.