

## **CAPÍTULO 3**

# **PRECIPITACIONES**

---

**Curso:     HIDROLOGÍA EN MEDIOS ANTROPIZADOS**

**Maestría en Recursos Hídricos de Llanura  
Centro Universitario Rosario de Investigaciones Hidroambientales  
Facultad de Ciencias Exactas, Ingeniería y Agrimensura  
Universidad Nacional de Rosario**

**Dr. Ing. Civil GERARDO RICCARDI**

**ROSARIO, 2004.**

## ÍNDICE

- 3.1 GENERALIDADES
  - 3.1.1 Tipos de Precipitación
  - 3.1.2 Toma de Datos
  - 3.1.3 Características Principales de las Precipitaciones
  
- 3.2 ESTUDIOS ESTADÍSTICOS DE PRECIPITACIONES
  - 3.2.1 Conceptos Básicos
  - 3.2.2 Parámetros de la Población y Estadísticos de la muestra
  - 3.2.3 Distribuciones de Probabilidad para Variables Hidrológicas
  - 3.2.4 Análisis de Frecuencia
    - 3.2.4.1 Período Medio de Retorno y Probabilidad de Ocurrencia
    - 3.2.4.2 Probabilidades Experimentales
    - 3.2.4.3 Factores de Frecuencia
    - 3.2.4.4 Prueba de Datos Dudosos
  - 3.2.5 Prueba de la Bondad del Ajuste
  
- 3.3 TORMENTAS DE DISEÑO
  - 3.3.1 Componentes de las Lluvias de Diseño
  - 3.3.2 Lámina de Lluvia de Diseño
    - 3.3.2.1 Lluvia Puntual
    - 3.3.2.2 Lámina de Lluvia Promedio sobre una Región
  - 3.3.3 Relaciones Intensidad-Duración-Frecuencia
    - 3.3.3.1 Series de Información Pluviográfica o Pluviométrica (aplicable a toda información hidrológica)
    - 3.3.3.2 Determinación de Curvas IDR mediante Análisis Probabilístico
  - 3.3.4 Criterios de Selección de Duración de Tormentas y Discretización Temporal de la Lluvia
  - 3.3.5 Selección Recurrencia de Diseño
    - 3.3.5.1 Selección mediante análisis de riesgo de falla
    - 3.3.5.2 Análisis hidroeconómico
    - 3.3.5.3 Valores recomendados para Recurrencias de Diseño para Obras Hidráulicas
  - 3.3.6 Distribución Temporal Hietograma de Diseño
    - 3.3.6.1 Métodos basados en Curvas IDR
    - 3.3.6.2 Método basado en Patrones Temporales
    - 3.3.6.3 Método basado en Patrones Temporales por Períodos
    - 3.3.6.4 Método basado en el Ordenamiento de Intervalos
    - 3.3.6.5 Método del Hietograma Triangular
    - 3.3.6.6 Patrones de Distribución de Lluvias en la región de Rosario
  
- 3.4 PRECIPITACION MÁXIMA PROBABLE Y TORMENTA MÁXIMA PROBABLE
  - 3.4.1 Método Estadístico de la Envolvente
    - 3.4.1.1 La PMP diaria en la provincia de Córdoba
    - 3.4.1.2 Variación de la PMP con la Duración de la Lluvia
    - 3.4.1.3 La PMP en el Diseño
  - 3.4.2 Precipitación Máxima Probable según criterio de Límite Climatológico
    - 3.4.2.1 Modelos de Tormentas
    - 3.4.2.2 Maximización de Tormentas Reales
    - 3.4.2.3 Cartas Generalizadas de PMP
    - 3.4.2.4 Determinación de la Conformación Espacial de la Tormenta Máxima Probable
  - 3.4.3 Precipitación Máxima Probable en la Cuenca del Arroyo Ludueña, Rosario
  
- 3.5 MODELACIÓN ESTOCÁSTICA DE LLUVIAS PUNTUALES MEDIANTE UN MODELO DE PULSOS RECTANGULARES
  - 3.5.1 Modelo basado en un Proceso de Neyman-Scott (N-S)
    - 3.5.1.1 Descripción del modelo
    - 3.5.1.2 Análisis de Fluctuaciones
    - 3.5.1.3 Estimación de parámetros
  - 3.5.2 Aplicación del Modelo en Estación Rosario-Aero
    - 3.5.2.1 Caracterización de la muestra
    - 3.5.2.2 Determinación de los parámetros del modelo de N-S
    - 3.5.2.3 Mejoramiento del ajuste

**3.5.2.4 Generación de Series Sintéticas**

**3.5.3 Conclusiones Modelación Estocástica de Lluvias Puntuales mediante un Modelo de Pulsos Rectangulares**

**3.6 ENVOLVENTE DE PRECIPITACIONES MÁXIMAS EN LA REGIÓN DE ROSARIO, ARGENTINA**

**3.7 BIBLIOGRAFÍA**

# PRECIPITACIONES

---

El manejo de los recursos hídricos, comprende entre otras cuestiones el control de eventos extremos mediante la atenuación de efectos no deseados como las inundaciones. Según Caamaño Nelly (2003) el tema de las lluvias de diseño constituye un paradigma para el control de eventos extremos, puesto que su objeto es la prevención de desastres.

La posibilidad de un efecto no deseado como las inundaciones lleva a considerar la idea de riesgo, que en un concepto amplio constituye la relación entre la amenaza que entraña el fenómeno con la vulnerabilidad de los elementos expuestos (Caamaño Nelly, 2003).

La evaluación de la amenaza permitirá definir las medidas estructurales y no estructurales (ver Capítulo 1) de mitigación más adecuadas. Un aspecto de la evaluación de la amenaza lo constituye la predicción, que no especifica cuando se producirá, sino cual será la magnitud del un evento hipotético crítico (o extremo), dada su duración y su probabilidad de ser igualada o superada (o su inversa: la recurrencia o período medio de retorno). Se asume que sucederá en algún momento de un período plurianual, vinculado a la planificación y el dimensionamiento de obras en el área potencialmente afectable, lo cual torna improcedente asignarle fecha u hora (Caamaño Nelly, 2003). Las lluvias de diseño y en particular las precipitaciones máximas están incluidas en el ámbito de la predicción

Las precipitaciones máximas o intensas pueden definirse como aquellas lluvias cuyas intensidades sobrepasan un cierto umbral de lluvia afectando en términos de inundaciones un área o cuenca hidrográfica. La determinación de las intensidades es de fundamental importancia en el drenaje urbano dado que muchas metodologías para la determinación del caudal de proyecto (para dimensionamiento de obras de mitigación de crecidas) son obtenidas a partir de modelos que representan la transformación lluvia-caudal. En los modelos de planificación de cuencas hidrográficas también son utilizadas las precipitaciones máximas para la evaluación de la respuesta de la cuenca ante un evento extremo.

La construcción y puesta en operación de todo tipo de obras de drenaje urbano (conductos, reservorios, terraplenes, canales, alcantarillas, etc.) involucran costos de obra asociados a seguridad (o riesgos). El riesgo está asociado a la probabilidad de superación de la capacidad hidráulica de la obra (vinculada a las precipitaciones máximas) y su vida útil. Un adecuado dimensionamiento debe representar una seguridad efectiva para la población y una justa aplicación de los recursos públicos

Las lluvias de diseño son eventos pluviales idealizados que constituyen entradas al sistema hidrológico urbano que al ser procesadas por modelos de transformación lluvia-caudal proveen hidrogramas de crecientes a la salida del sistema en estudio.

Como puede ser admitido que el período medio de retorno de una precipitación es considerado igual al del hidrograma por ella generada, la tormenta de proyecto y su período de retorno definirá el riesgo de la obra.

## 3.1 GENERALIDADES

### 3.1.1 Tipos de Precipitación

La precipitación incluye la lluvia, la nieve, el granizo, niebla y otros procesos mediante los cuales el agua cae a la superficie terrestre. El mecanismo básico de formación de lluvias es el ascenso y la condensación de parte de vapor de agua existente en la atmósfera. De acuerdo al fenómeno que origina la ascensión del aire húmedo, las lluvias pueden ser clasificadas en convectivas, orográficas y frontales o ciclónicas.

Las lluvias convectivas o de verano son formadas por un proceso de convección de masa de aire húmedo, que se forma en una región limitada (celdas) en función de un gradiente de temperatura vertical. Las celdas convectivas se originan por el calor superficial, el cual causa una inestabilidad vertical del aire húmedo, y se sostienen por el calor latente de vaporización liberado a medida que el vapor de agua sube y se condensa. Estas lluvias generalmente poseen grandes intensidades, cortas duraciones y se restringen a áreas limitadas. Son causa de inundaciones en cuencas urbanas.

Las lluvias orográficas son consecuencia de vientos húmedos que se desvían verticalmente al chocar con barreras montañosas. Estas lluvias pueden ser de baja o alta intensidad, pues el mecanismo de producción puede estar ahocicado a otros tipos de lluvias. Se caracterizan por ser muy frecuentes.

Las lluvias frontales o ciclónicas se originan por el contacto entre masas de aire calientes y frías. Las masas de aire caliente son elevadas (menor densidad), encontrando condiciones de temperatura y presiones menores, facilitando la condensación de la humedad existente. Estas lluvias son generalmente de baja intensidad y gran duración. Comprenden grandes áreas, siendo por ello generadoras de inundaciones de grandes cuencas hidrográficas.

### 3.1.2 Toma de Datos

Las lluvias pueden ser medidas por pluviómetros o por pluviógrafos. Ambos se basan en la medición de un volumen de agua precipitada en un área unitaria, representado en términos de lámina o altura de lluvia. Los pluviómetros son conformados por un recipiente de medidas normalizadas y los registros de lluvia acumulada se realizan a intervalos regulares de 24 horas.

Los pluviógrafos registran el volumen precipitado en forma continua en el tiempo, de donde se puede caracterizar la intensidad de la lluvia, representada por la relación entre la altura precipitada en un intervalo de tiempo. El paso temporal de registro de volumen precipitado puede ser tan pequeño como se desee (por ej. 1 – 5 minutos). Una modalidad alternativa de medición es el registro de los tiempo donde un cierto volumen asociado a una lámina, por ej. décimas de milímetros, es llenado por la lluvia. Los registros de los pluviógrafos pueden ser de tipo gráfico o digital, almacenando la información en papel (faja pluviográfica) o en memoria sólida. Dentro del intervalo de tiempo de registro la intensidad es considerada constante.

Para la determinación de los campos espaciales de lluvia puede recurrirse a la técnica tradicional de conformar una grilla de pluviógrafos o sino a una técnica mas sofisticada como lo es la utilización de los radares meteorológicos.

En todo estudio de drenaje urbano, debe determinarse la calidad de los datos de lluvia que están siendo utilizados, puesto que datos de dudosa calidad pueden comprometer o arruinar cualquier resultado de los estudios hidrológicos basados en esos datos.

Es recomendable que en toda área urbana sea instalado al menos un pluviógrafo, para mejorar la calidad de los estudios hidrológicos que aportarán conocimiento a la gestión integral de las inundaciones urbanas. El costo de instalación y mantenimiento es ínfimo en comparación con la seguridad y economía que sus datos pueden producir.

En América del Sur existen países como Uruguay y Argentina que tienen un pluviógrafo cada 500 y 600 km<sup>2</sup> respectivamente, en tanto Perú y Bolivia tienen un pluviógrafo cada 2000 km<sup>2</sup> y Paraguay con el mayor déficit de mediciones de lluvias con más de 14000 km<sup>2</sup> por pluviógrafo. (GWP-SAMTAC, 2001)

### 3.1.3 Características Principales de las Precipitaciones

Las principales características de las precipitaciones son:

- altura pluviométrica: comprende la altura de agua precipitada en un punto [mm]
- duración: [min]; [horas]; [días]
- intensidad: altura pluviométrica / duración , [ mm/min], [mm/hora], [mm/día]
- distribución espacial
- distribución temporal
- frecuencia de ocurrencia

## 3.2 ESTUDIOS ESTADÍSTICOS DE PRECIPITACIONES

Los procesos hidrológicos evolucionan en el espacio y en el tiempo en una forma que es parcialmente predecible, o determinística, y parcialmente aleatoria. Un proceso de este tipo se conoce con el nombre de proceso estocástico. En algunos casos la variabilidad aleatoria del proceso es tan grande

comparada con su variabilidad determinística, que se justifica que el hidrólogo trate el proceso como puramente aleatorio. De este modo, el valor de una observación del proceso no está correlacionado con los valores de observaciones adyacentes, y la propiedades estadísticas de todas las observaciones son iguales (Chow et al., 1994).

En este punto se pretende solamente reseñar elementos de la estadística necesarios para el tratamiento de información hidrológica y en particular el tratamiento estadístico de datos de precipitaciones máximas para la elaboración de lluvias de diseño (para más detalles ver Chow et al., 1994, Cap. 11 y 12 u Orsolini et al., 2000 Cap. IX)

### 3.2.1 Conceptos Básicos

Una variable aleatoria  $X$  es una variable descrita por una distribución de probabilidad. La distribución determina la posibilidad de que una observación  $x$  de la variable caiga en un rango especificado de  $X$ . Por ejemplo si  $X$  es el valor de la máxima precipitación anual registrada en un lugar para una lluvia de 1 hora de duración, la distribución de probabilidad de  $X$  determina la posibilidad de que la máxima precipitación anual de una lluvia de 1 hora de un año dado caiga en un cierto rango definido (por ej. 50-60 mm) (Chow et al., 1994).

Un conjunto de observaciones  $x_1, x_2, \dots, x_n$  de la variable aleatoria se denomina *muestra*. Se supone que las muestras son sacadas de un hipotética *población* infinita que posee propiedades estadísticas constantes, mientras que las propiedades de una muestra pueden variar de una muestra a otra. El conjunto de todas las muestras posibles que pueden extraerse de una población se conoce como *espacio muestral* y un *evento* es un subconjunto del espacio muestral.

La *probabilidad* de un evento  $P(A)$ , es la posibilidad de que éste ocurra cuando se hace una observación de la variable aleatoria. Las probabilidades de eventos pueden estimarse. Si una muestra de  $n$  observaciones tiene  $n_A$  valores en el rango de evento  $A$ , entonces la frecuencia relativa de  $A$  es  $n_A/n$ . A medida que el tamaño de la muestra aumenta ( $n \rightarrow \infty$ ), la frecuencia relativa se convierte progresivamente en una estimación mejor de la probabilidad del evento.

Si las observaciones de una muestra están idénticamente distribuidas (cada valor de la muestra extraído de la misma distribución de probabilidad), éstas pueden ordenarse para formar el *histograma de frecuencia*. Si el número de observaciones  $n_i$  en el intervalo  $i$ , que cubre el rango  $[x_i - \Delta x, x_i]$  se divide por el número total de observaciones  $n$  se determina la *función de frecuencia relativa*  $f_s(x)$ :

$$f_s(x_i) = \frac{n_i}{n} \quad (3.1)$$

La ec. (3.1) (propiedad de la muestra) representa una estimación de la probabilidad  $p(x)$  de que la variable aleatoria  $X$  caiga en el intervalo  $[x_i - \Delta x, x_i]$  (inferencia hacia la población). La suma de los valores de las frecuencias relativas hasta un punto dado es la *función de frecuencia acumulada*  $F_s(x)$ :

$$F_s(x_i) = \sum_{j=1}^i f_s(x_j) \quad (3.2)$$

La ec. (3.2) (propiedad de la muestra) representa un estimativo de la probabilidad acumulada  $F(x)$  de  $x_i$  (población).

Desde el punto de vista de ajuste de la información de la muestra a una distribución teórica, las cuatro funciones: frecuencia relativa  $f_s(x)$  y frecuencia acumulada  $F_s(x)$  para la muestra y distribución de probabilidad  $F(x)$  y densidad de probabilidad  $f(x)$  para la población, pueden ordenarse en un ciclo, tal como se muestra en la Figura 3.1

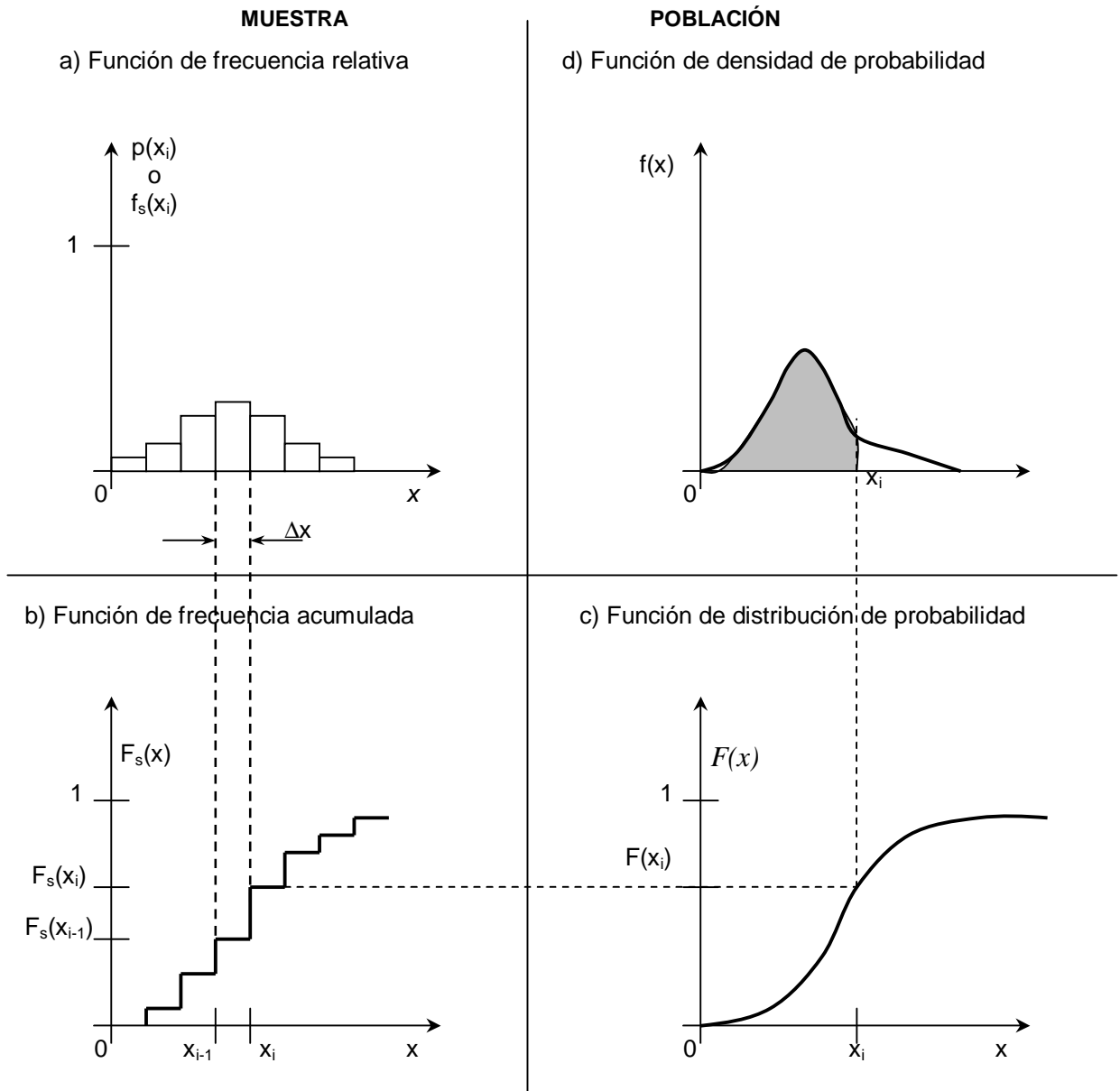


Figura 3.1. Funciones de Frecuencia para la información de la Muestra y Funciones de Probabilidad para la población. Fuente: Chow et al., (1994)

### 3.2.2 Parámetros de la Población y Estadísticos de la muestra

El objetivo de la estadística es extraer la información esencial de un conjunto de datos, reduciendo un conjunto grande de números (población) a un conjunto pequeño de números (muestra). Los *estadísticas* son números calculados de una muestra los cuales resumen sus características más importantes. Los *parámetros estadísticos* son característicos de una población y es el *valor esperado E* de alguna función de una variable aleatoria.

La media aritmética da una medida de la tendencia central de la distribución (es el momento de primer orden alrededor del origen).

La variabilidad de la información se mide por medio de la varianza (momento de segundo orden alrededor de la media). El desvío estandar también da información de la variabilidad (dispersión) en las mismas dimensiones de la variable. El significado del desvío estandar se ilustra en la Figura 3.2 a); a medida que el desvío aumenta, aumenta la dispersión de la información

El coeficiente de variación es una medida adimensional de la variabilidad.

La simetría se mide con el coeficiente de asimetría (adimensional), que es un momento de tercer orden alrededor de la media. En la Figura 3.2 b) se muestra la influencia del signo de la asimetría sobre función de densidad de probabilidad. Una asimetría positiva ( $\gamma > 0$ ), la información está desviada hacia la derecha, con sólo un pequeño número de valores grandes; para una asimetría negativa ( $\gamma < 0$ ), la información está desviada hacia la izquierda.

La Tabla 3.1 resume las ecuaciones para algunos parámetros de la población y de los estadísticos asociados de la muestra.

Tabla 3.1. Parámetros de la Población y Estadísticos de la Muestra. Fuente Chow et al., (1994)

	Parámetro de la Población	Estadístico de la Muestra
Media Artimética	$\mu = E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$	$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$
Desvío Estandar	$\sigma = \left\{ E \left[ (x - \mu)^2 \right] \right\}^{1/2}$	$S = \left[ \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right]^{1/2}$
Varianza	$\sigma^2 = \left\{ E \left[ (x - \mu)^2 \right] \right\}$	$S^2 = \left[ \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right]$
Coficiente de Variación	$CV = \frac{\sigma}{\mu}$	$CV = \frac{s}{\bar{x}}$
Coficiente de Asimetría (oblicuidad)	$\gamma = \frac{E \left[ (x - \mu)^3 \right]}{\sigma^3}$	$Cs = \frac{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{(n-1)(n-2) s^3}$

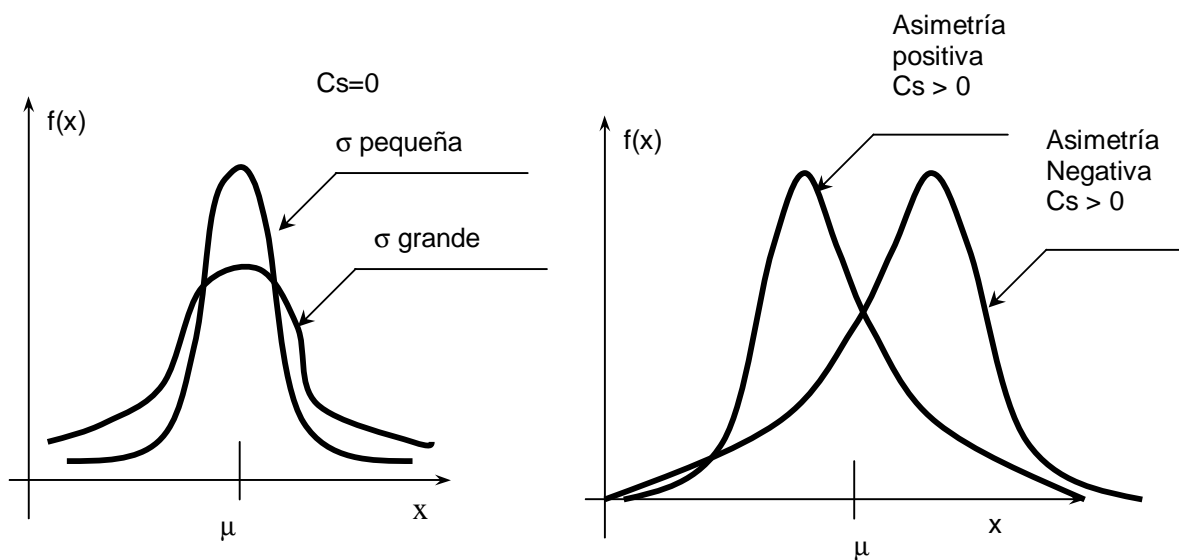


Figura 3.2. Efectos de la Función de Densidad de Probabilidad causados por cambios en el Desvío Estandar y el Coeficiente de Asimetría. Fuente: Chow et al., (1994)



### 3.2.3 Distribuciones de Probabilidad para Variables Hidrológicas

En este punto se presentan distribuciones de probabilidad habitualmente utilizadas para análisis estadístico de precipitaciones. Se presentan las distribuciones: Normal, Lognormal, Exponencial y Gamma, en tanto que para el tratamiento de valores extremos (aptas para precipitaciones máximas) se presentan la distribución de Valor Extremo Tipo I o de Gumbel.

**Distribución normal.** La distribución *normal* surge del teorema del límite central, el cual establece que si una secuencia de variables aleatorias  $X_i$  son independientes y están idénticamente distribuidas con una media  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$ , entonces la distribución de la suma de  $n$  de estas variables aleatorias,  $Y = \sum_{i=1}^n X_i$ , tiende hacia una distribución normal con una media  $n\mu$  y varianza  $n\sigma^2$  en la medida que aumente  $n$ . El punto importante es que no importa cual es la distribución de  $X$ . Las variables hidrológicas como la precipitación anual, calculadas como la suma de los efectos de muchos de los efectos de muchos eventos independientes tiende a seguir una distribución normal. Las principales limitaciones de la distribución normal son, por un lado, que varía a lo largo de un rango continuo  $[-\infty, +\infty]$ , mientras que la mayor parte de las variables hidrológicas (entre ellas las precipitaciones) son variables positivas o cero y por otro lado, la limitación es que la distribución normal es simétrica respecto a su media mientras que la información hidrológica tiende a ser asimétrica (Chow et al., 1994).

**Distribución Lognormal.** Si la variable aleatoria  $Y = \ln X$  está normalmente distribuida, entonces se dice que  $X$  está distribuida en forma lognormal. Chow (1954) (citado por Chow et al., 1994) llegó a la conclusión de que esta distribución es aplicable a variables hidrológicas formadas como productos de otras variables ( $X = X_1 X_2 X_3 \dots X_n$ ), siempre que  $n$  sea grande y los  $X_i$  sean independientes y estén idénticamente distribuidos. Chow et al. (1994) menciona que la distribución lognormal puede utilizarse en la distribución del tamaño de las gotas de lluvias y otras variables hidrológicas. Esta distribución tiene la ventaja de estar limitada al campo de las variables positivas y de que la distribución logarítmica tiende a reducir la asimetría positiva normalmente encontrada en variables hidrológicas (se reducen en una proporción mayor los números grandes que los pequeños). Algunas limitaciones de la distribución lognormal es que solo tiene dos parámetros y por otro lado que requiere que los logaritmos de los datos sean simétricos alrededor de su media.

**Distribución exponencial.** Algunas secuencias de eventos hidrológicos como la presentación de una precipitación pueden considerarse como procesos de Poisson, en los cuales los sucesos ocurren instantáneamente e independientemente en una serie temporal. El tiempo entre tales eventos es descrito por una distribución exponencial. El parámetro de la distribución es la inversa del valor medio muestral constituyendo su fácil determinación una de las ventajas más relevantes, en tanto que otra ventaja es la adaptación de la distribución a estudios teóricos. La principal desventaja radica es que la ocurrencia de los eventos debe ser completamente independiente de los anteriores y posteriores, condición muchas veces de difícil cumplimiento en variables hidrológicas (Chow et al., 1994).

**Distribución Gamma.** El tiempo que toma la ocurrencia de un determinado número de eventos  $\eta$  en un proceso de Poisson está descrito por la distribución gamma, la cual es la distribución de una suma de  $\eta$  variables aleatorias independientes e idénticas, distribuidas exponencialmente. Es muy útil para la descripción de variables asimétricas sin el uso de la transformación log. Se ha aplicado a la descripción de la distribución de láminas de precipitación de tormentas.

**Distribución de Valor Extremo.** Los valores extremos son valores máximos o mínimos seleccionados de conjuntos de datos. Por ejemplo, la máxima lámina de lluvia anual caída durante una hora en un lugar dado es el valor máximo de todos los valores de lluvia de una hora durante todo un año, y los valores máximos de cada año de registro histórico constituyen un grupo de valores extremos que pueden ser analizados estadísticamente. Fisher y Tippett (1928) citado por Chow et al., (1994) han demostrado que las distribuciones de valores extremos seleccionados de conjuntos de muestras de cualquier distribución de probabilidad convergen en una de las tres formas de distribuciones de valor extremo, denominadas tipo I, II y III respectivamente cuando el número de valores extremos seleccionados es grande. La distribución tipo I es conocida como distribución de Gumbel, la II de Frechet y la III distribución de Weibull.

La Tabla 3.2 resume, para cada distribución, la función de densidad de probabilidad, el rango de la variable, las ecuaciones para estimar los parámetros de la distribución a partir de los momentos de la muestra y la función de distribución de probabilidad. En el caso de las distribuciones exponencial y Gumbel se acompaña la ecuación de la variable  $x$  en función de la distribución  $F$ . (ver otras distribuciones en Chow et al., 1994 Cap. XI y XII o en Orsolini et al., 2000 Cap IX)

Tabla 3.2. Distribuciones de Probabilidad para el ajuste de Información Hidrológica.

Distribución	Función de Densidad de Probabilidad	Rango	Parámetros	
Normal	$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$	$-\infty \leq x \leq \infty$	$\mu = \bar{x}$ $\sigma = S_x$	Variable normal estandar $z$ $z = \frac{x-\mu}{\sigma}$ $F(z) = \int \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-u^2/2} du$ $F(z) = B$ para $z < 0$ y $F(z) = 1 - B$ para $z \geq 0$ $B = \frac{1}{2} [ 1 + 0.196854  z  + 0.11151194 z ^2 + 0.000344 z ^3 + 0.019527 z ^4 ]$
Lognormal	$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(y-\mu_y)^2}{2\sigma_y^2}\right)$ donde $y = \ln x$	$x > 0$	$\mu_y = \bar{y}$ $\sigma_y = S_y$	Idem que en distribución normal considerando la variable $z$ $z = \frac{y-\mu_y}{\sigma_y}$
Exponencial	$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$	$x \geq 0$	$\lambda = \frac{1}{x}$	$F(x) = 1 - \exp(-\lambda x)$ $x = -\frac{1-F(x)}{\lambda}$
Gamma	$f(x) = \frac{\lambda^\beta x^{\beta-1} e^{-\lambda x}}{\Gamma(\beta)}$ donde $\Gamma =$ función gamma	$x \geq 0$	$\lambda = \frac{\bar{x}}{S_x^2}$ $\beta = \frac{x^{-2}}{S_x^2}$	No tiene resolución directa. Debe utilizarse una técnica iterativa para calcular la función $F(x)$ .
Valor Extremo Tipo I (Gumbel)	$f(x) = \frac{1}{\alpha} \exp[-\xi - \exp(-\xi)]$ donde $\xi = \frac{x-\mu}{\alpha}$	$-\infty \leq x \leq \infty$	$\alpha = \frac{\sqrt{6} S_x}{\pi}$ $\mu = \bar{x} - 0.5772\alpha$	$F(x) = \exp[-\exp(\xi)]$ $\xi = -\ln\left[\ln\left(\frac{1}{F(x)}\right)\right]$

### 3.2.4 Análisis de Frecuencia

Los sistemas hidrológicos son afectados en muchos casos por eventos extremos, tales como tormentas severas o sequías. La magnitud de un evento extremo está inversamente relacionada con su frecuencia de ocurrencia, es decir, eventos muy severos ocurren con menos frecuencia que eventos más moderados u ordinarios. El objetivo del análisis de frecuencia de información hidrológica es relacionar la magnitud de los eventos extremos (por ej. intensidad máxima para una duración de lluvia dada) con su frecuencia de ocurrencia mediante el uso de distribuciones de probabilidad. La información hidrológica debe ser cuidadosamente seleccionada de tal manera que se satisfagan las suposiciones de independencia y de distribución idéntica. En la práctica, esto se lleva a cabo seleccionando el máximo valor anual de la variable que está siendo analizada (por ej. intensidad máxima para una duración de tormenta de una hora) con la expectativa de que observaciones sucesivas de esta variable de un año a otro sean independientes.

Los resultados de los análisis de frecuencia aplicados a estudio de precipitaciones máximas o extremas es ampliamente utilizado en los estudios de drenaje urbano. Específicamente se utiliza el análisis de

precipitaciones extremas para diseño de obras estructurales (conductos, canales, terraplenes, disipadores de energía, alcantarillas, etc.) y para la puesta en marcha de medidas no estructurales (zonificación de zonas de riesgo, planificación de uso y ocupación del suelo entre otras).

### 3.2.4.1 Período Medio de Retorno y Probabilidad de Ocurrencia

El período medio de retorno o recurrencia de un determinado suceso aleatorio, se define como el promedio en años, durante los cuales dicho suceso será una vez igualado o superado. Por ejemplo decir que una lluvia de 60 mm/h de una hora de duración tiene un período medio de retorno o recurrencia de 5 años, significa decir que el promedio de tiempo entre los sucesos en que la lluvia es igualada o superada en una serie lo suficientemente grande es de 5 años. Orsolini et al. (2000) consideran importante destacar las siguientes cuestiones:

- el período medio de retorno o recurrencia nada tiene que ver con una repetición del suceso en intervalos constantes de tiempo
- el período medio de retorno o recurrencia nada indica sobre la magnitud del suceso en el caso de ser superado el valor asociado a la recurrencia.

#### Ejercicio 3.1

En la Figura 3.3 se esquematiza una serie de lluvias máximas anuales de 1 hora de duración en conjunto con el concepto de período medio de retorno o recurrencia de un suceso con un determinado valor  $x_T = 60 \text{ mm/h}$ . La serie se compone de 31 años: 80;45;55;51;38;57;70;40;55;35;52;65;38;48;78;57;37;56;58;52;30;90;55;52;61;40;58;52;55;48;95.

Puede observarse que en el período el valor de referencia fue igualado o superado ( $X \geq x_T$ ) 6 veces, observándose intervalos de tiempo entre superación y o igualación de 6; 5; 3; 7; 3 y 6 años lo que significa un período medio de retorno o recurrencia de  $30/6 = 5$  años.

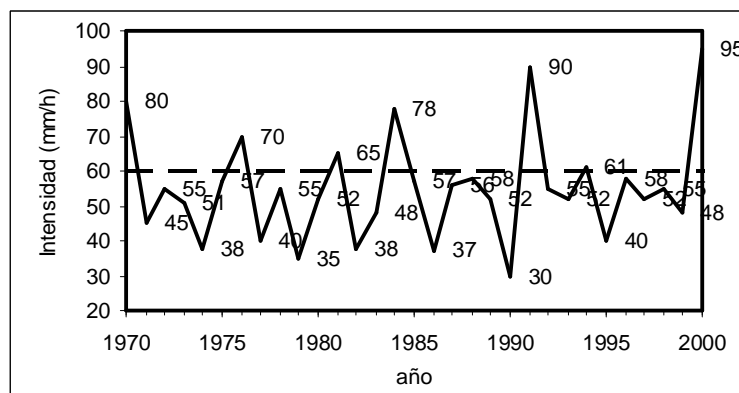


Figura 3.3. Serie de tiempo de Intensidades Máximas Anuales para una lluvia de duración 1 hora

La probabilidad  $p = P(X \geq x_T)$  de ocurrencia del evento  $X \geq x_T$  en cualquier observación puede relacionarse con la recurrencia. Chow et al. (1994) demuestran que la probabilidad de ocurrencia de un evento en cualquier observación es el inverso de su período medio de retorno o recurrencia (R):

$$P(X \geq x_T) = \frac{1}{R} \tag{3.3}$$

Por ejemplo la probabilidad de que la intensidad máxima anual supere el valor de 60 mm/h en el ejemplo anterior es de  $p = 1/R = 1/5 = 0.20$ .

### 3.2.4.2 Probabilidades Experimentales

Como fuera señalado en el punto 3.2.1, la frecuencia relativa es una estimación de que la probabilidad de que un determinado suceso caiga en un cierto intervalo de clase de la variable. Este valor constituye una medida experimental de la probabilidad y suele denominarse frecuencia experimental o probabilidad experimental. Por otro lado la frecuencia experimental resulta particularmente adecuada para evaluar la bondad de representación de los modelos probabilísticos con los que se intenta inferir propiedades desde la muestra a la población. Existen diferentes fórmulas empíricas para evaluar la probabilidad experimental de excedencia de el m-ésimo valor mayor,  $x_m$  ( $x_m$  ocupa el orden m en un ordenamiento de la muestra de mayor a menor). La fórmula más simple es la conocida como fórmula de California (Chow et al., 1994):

$$P(X \geq x_m) = \frac{m}{n} \tag{3.4}$$

sin embargo la ec. (3.4) produce un probabilidad ciento por ciento para  $m = n$  lo que es altamente improbable en hidrología.

La mayor parte de las fórmulas de probabilidades experimentales están representadas de la siguiente expresión general:

$$P(X \geq x_m) = \frac{m - b}{n + 1 - 2b} \tag{3.5}$$

donde  $b$  es una parámetro que permite evitar que la probabilidad puede ser de ciento por ciento o cero. Según diversos autores el valor de  $b$  puede ser 0.50 (fórmula de Hazen); 0.30 (Chegodayev) o 0 (Weibull) no reportándose demasiadas diferencias entre la adopción de uno u otro valor de  $b$ .

### 3.2.4.3 Factores de Frecuencia

Algunas de las funciones de distribución de probabilidad (normal, lognormal, gamma) no son fácilmente invertibles, requiriéndose un método alternativo para calcular las magnitudes de eventos extremos para estas distribuciones. Chow (1951) (citado en Chow et al., 1994) propuso una ecuación de factor de frecuencia donde la magnitud  $x_T$  de un evento hidrológico extremo puede representarse como la media  $\mu$  mas el producto del desvío estandar por un factor  $K_T$  denominado factor de frecuencia (ver Figura 3.4):

$$X_T = \mu + K_T \sigma \tag{3.6}$$

$K_T$  es función del período de retorno y el tipo de distribución de probabilidad a utilizarse en el análisis. La ec. (3.6) en función de los parámetros muestrales conocidos puede aproximarse a:

$$x_T = \bar{x} + K_T S \tag{3.7}$$

Chow et al. (1994) señalan que para una distribución dada, puede determinarse una relación  $K_T - R$

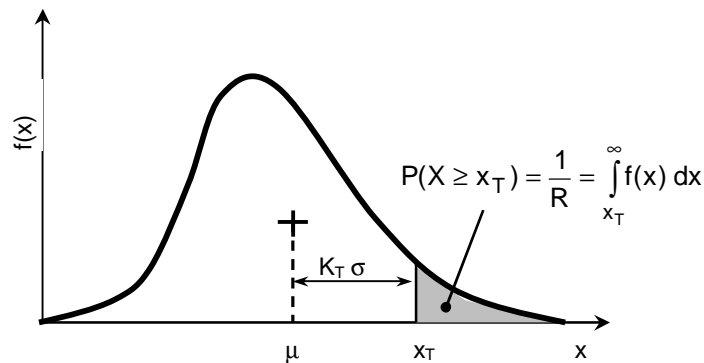


Figura 3.4. Representación del Factor de Frecuencia

El análisis de frecuencia mediante factores de frecuencia comienza con el cálculo de los parámetros estadísticos requeridos para una distribución de probabilidad propuesta, luego para una recurrencia dada, el factor de frecuencia puede estimarse de la relación K-R para la distribución propuestas y la magnitud  $x_T$  puede calcularse utilizando la ec.(3.7).

**Distribución Normal.** El factor de frecuencia puede expresarse despejando de ec. (3.6)

$$K_T = \frac{x_T - \mu}{\sigma} \tag{3.8}$$

$K_T$  resulta la misma variable normalizada de la Tabla 3.2. Según Chow et al. (1994) el valor de  $z$  correspondiente a una probabilidad de excedencia de  $p(p=1/R)$  puede calcularse mediante el uso de una variable auxiliar  $w$ :

$$w = \left[ \ln \left( \frac{1}{p^2} \right) \right] \quad \text{con } 0 < p \leq 0.5 \quad (3.9)$$

y luego calculando z utilizando la aproximación

$$z = w - \frac{2.515517 + 0.80853w + 0.0110328w^2}{1 + 1.432788w + 0.189269w^2 + 0.0011308w^3} \quad (3.10)$$

Cuando  $p > 0.5$ , p es sustituido por (1-p) en la ec. (3.9) y al valor de z calculado al utilizar ec. (3.10) se le asigna signo negativo.

**Distribución de Gumbel.** Chow (1953) citado en Chow et al., (1994) dedujo la siguiente expresión para el factor de frecuencia de la distribución de Valor Extremo Tipo I (Gumbel):

$$K_T = -\frac{\sqrt{6}}{\pi} \left\{ 0.5772 + \ln \left[ \ln \left( \frac{R}{R-1} \right) \right] \right\} \quad (3.11)$$

para expresa R en términos de  $K_T$ , la anterior ecuación puede reordenarse llegando a:

$$R = \frac{1}{1 - \exp \left\{ -\exp \left[ -\left( 0.5772 + \frac{\pi K_T}{\sqrt{6}} \right) \right] \right\}} \quad (3.12)$$

#### 3.2.4.4 Prueba de Datos Dudosos

El Water Resources Council (1981) de Estados Unidos citado por Chow et al., (1994) recomienda la realización de ajustes de datos dudosos (outliers). Los datos dudosos son puntos de la información que se alejan significativamente de la tendencia de la información restante. La retención o eliminación de esos datos puede afectar seriamente la magnitud de los parámetros estadísticos calculados para la información, especialmente en muestras pequeñas. Los procedimientos para tratar los datos dudosos requieren un criterio que involucra consideraciones estadísticas e hidrológicas.

Chow et al.(1994) presentan las siguientes ecuaciones para detectar valores dudosos altos y bajos respectivamente:

$$y_S = \bar{y} + K_n S_y \quad (3.13)$$

$$y_B = \bar{y} - K_n S_y \quad (3.14)$$

donde  $y_H$  es el umbral de datos dudosos en unidades logarítmicas (base 10),  $K_n$  es un factor de frecuencia asociado al tamaño de la muestra n, recomendado por los autores. Los valores de  $K_n$  en función de n se presentan en la Tabla 3.3 según los autores están asociados a un nivel de significancia del 10% para la distribución normal (equivalente a límite de confianza del 80%).

Si los logaritmos de los valores de una muestra de datos son mayores al valor determinado con ec. (3.13) o menor al valor calculado por la ec. (3.14) el dato debe ser considerado dudoso estadísticamente. En este caso deberá recurrirse al análisis histórico de la variable hidrológica en estudio en una serie más extendida respecto al tamaño de la muestra o en información histórica de estaciones cercanas

Tabla 3.3. Valores de  $K_n$  para la Prueba de Datos Dudosos. Fuente: Chow et al., (1994).

n	$K_n$	n	$K_n$	n	$K_n$	n	$K_n$
10	2.036	24	2.467	38	2.661	60	2.837
11	2.088	25	2.486	39	2.671	65	2.866
12	2.134	26	2.502	40	2.682	70	2.893
13	2.175	27	2.519	41	2.692	75	2.917
14	2.213	28	2.534	42	2.700	80	2.940
15	2.247	29	2.549	43	2.710	85	2.961
16	2.279	30	2.563	44	2.719	90	2.981
17	2.309	31	2.577	45	2.727	95	3.000
18	2.335	32	2.591	46	2.736	100	3.017
19	2.361	33	2.604	47	2.744	110	3.049
20	2.385	34	2.616	48	2.753	120	3.078
21	2.408	35	2.628	49	2.760	130	3.104
22	2.429	36	2.639	50	2.768	140	3.129
23	2.448	37	2.650	51	2.804		

**Ejercicio 3.2**

En la serie del Ejercicio 3.1 (precipitaciones máximas anuales de 1 hora de duración en 31 valores) se desea conocer los umbrales superiores o inferiores para la detección datos dudosos.

Solución:

El valor medio de los logaritmos de los valores de la muestra es  $\bar{y} = 1.7449$ , el desvío  $S_y = 0.11676$  y para 31 valores muestrales el factor de frecuencia asociado es de  $K_n = 2.577$ . Aplicando las ecuaciones (3.13) y (3.14) el umbral superior vale  $y_s = 2.04579$  y el umbral inferior  $y_B = 1.44401$ . Aplicando la inversa del logaritmo se arriba a los valores umbrales de intensidad:

límite superior  $i_s = 10^{2.04579} = 111 \text{ mm/h}$  ; límite inferior  $i_B = 10^{1.44401} = 28 \text{ mm/h}$ .

Puede comprobarse que no existen valores por encima del límite superior ni por debajo del inferior. De hallarse un valor fuera del rango debe excluirse dicho valor y repetir el procesos de determinación de los límites y verificar la inclusión de todos valores de la muestra en el rango comprendido entre el límite superior y el inferior.

**3.2.5 Bondad del Ajuste**

Las pruebas de bondad del ajuste son método de cálculo que cuantifican el grado de aproximación de un determinado modelo de distribución de probabilidades a las probabilidades experimentales extraídas de la muestra. Asimismo las pruebas de bondad del ajuste permiten la comparación entre diferentes modelos probabilísticos.

Uno de los test ampliamente utilizados en datos hidrológicos es el de Kolmogorov (Cantatore de Frank, 1980 citado por Orsolini et al., 2000) (Benjamín y Cornell, 1981). El test fija la atención en las diferencias observada para distintos valores de la variable entre la función de distribución de probabilidad del modelo seleccionado y las frecuencias experimentales acumuladas. La formulación general del test es:

$$D = \max_{j=1}^n [F(x \geq x_j) - P(x \geq x_j)] \tag{3.15}$$

La mayor diferencia D se compara con un valor crítico del Estadístico de Kolmogorov  $D_c$  asociado a un cierto nivel de significancia o lo que es lo mismo a un nivel de confianza expresado porcentualmente (más detalles en Análisis de Confiabilidad, Chow et al., 1994). Si el valor observado D es menor que el valor crítico  $D_c$  la hipótesis es aceptada. La expresión de  $D_c$  es:

$$D_c = \frac{Z_c}{\sqrt{n}} \tag{3.16}$$

donde  $Z_c$  es un parámetro asociado al nivel de significancia S(%) o al nivel de confianza C(%). Tener en cuenta la biunicidad entre C y S. A cada nivel de confianza C le corresponde un nivel de significancia S expresado por

$$S = \frac{1 - C}{2} \quad (3.17)$$

Por ejemplo si el nivel de confianza (expresado porcentualmente) es del 90% el nivel de significancia es  $S = (1 - 0.90) / 2 = 0.05 \Rightarrow 5\%$ .

Los valores del parámetro crítico  $Z_c$  comúnmente utilizados (Orsolini et al. 2000) son los presentados en la siguiente tabla:

Tabla 3.4. Parámetro Crítico del Test de Kolmogorov. Fuente: Orsolini et. al (2000)

Nivel de Significancia S (%)	Nivel de Confianza C (%)	$Z_c$
1	99	1.63
5	95	1.36
10	90	1.22

### 3.3 TORMENTAS DE DISEÑO

Una tormenta de diseño es un patrón de precipitación definido para utilizarse en el diseño dentro de un sistema hidrológico. Generalmente la tormenta de diseño conforma la entrada al sistema, y los caudales resultantes (hidrogramas) constituyen la salida, los que se estiman a partir de modelos de transformación lluvia-caudal y propagación de crecidas (Chow et al., 1994). Estos conceptos son aplicables a cualquier sistema hidrológico, ya sea rural, urbano o mixto.

Según Caamaño Nelly y Dasso (2003) las lluvias o tormentas de diseño son eventos pluviales idealizados para reflejar las exigencias de origen hidrometeorológico a las que se verán sometidas las obras a proyectar, ampliando el concepto expresado por los autores podemos agregar no solo las acciones estructurales sino también las medidas no estructurales a planificar. Es claro que de presentarse un evento superior a la lluvia de diseño las acciones estructurales y no estructurales serán superadas en su capacidad hidráulica.

Las tormentas de diseño pueden basarse en información histórica de precipitación en un sitio o pueden construirse utilizando las características generales de las precipitaciones en zonas vecinas. Su aplicación comprende desde la utilización de lluvias puntuales para pequeñas cuencas por ej. de aporte de una alcantarilla, de una embalse urbano hasta lluvias con variación espacio-temporal precipitando sobre extensos y complejos sistemas hidrológicos por ej. la cuenca de aporte de una presa de retención de crecidas.

#### 3.3.1 Componentes de las Lluvias de Diseño

Al igual que al definir la caracterización de una lluvia real, la lluvia de diseño se compone de:

1. Lámina total precipitada (mm).
2. Duración (horas, minutos).
3. Patrón de Distribución temporal donde se definan en un cierto número de intervalos de tiempo contenidos en la duración (en lo posible no menor de 6) la lluvia caída en cada intervalo y mediante el cociente entre la lluvia parcial de cada intervalo y la duración del intervalo determinar la intensidad (mm/h, mm/min) en cada intervalo.
4. Probabilidad de ocurrencia estimada o su período medio de retorno (recurrencia) (años)
5. Distribución espacial donde se estime la atenuación de la lluvia al pasar de un proceso puntual a un proceso areal.

#### 3.3.2 Lámina de Lluvia de Diseño

##### 3.3.2.1 Lluvia Puntual

La precipitación puntual es aquella que ocurre en un punto único del espacio en contraste con la precipitación promedio sobre un área que es la precipitación que ocurre sobre una región completa

El análisis de lluvias puntuales puede tener por lo menos tres caminos de acuerdo a los objetivos del problema:

- el análisis de lluvias extremas (determinación de relaciones intensidad-duración-recurrencia)
- construcción de series de lluvias sintéticas
- estimación de la lluvia máxima probable.

**Lluvias Extremas.** En el análisis de lluvias extremas se selecciona la precipitación máxima anual con una duración dada para cada uno de los años de registro. Este proceso debe repetirse para cada serie de duraciones de interés. Para duración se lleva a cabo un análisis de frecuencias para deducir las láminas de lluvia asociadas a probabilidades de igualación o superación (recordar que la probabilidad de igualación o superación es la inversa de la recurrencia en años). Las láminas pueden dividirse por la duración asociada y se llega a valores de intensidades.- De este modo se llega a establecer una relación extrema entre intensidad, duración y recurrencia. En cuencas urbanas, dependiendo siempre de su dinámica de escurrimiento y su tamaño, se utilizan duraciones desde 5 minutos a 6 o 12 horas.

**Series Sintéticas de Lluvias.** En el caso de construcción de series sintéticas de lluvias el análisis de centra en la generación de series de lluvia con semejanza estadística a las series históricas. Este tipo de estudio puede resultar útil para los sistemas hidrológicos de llanura que producen transformaciones lluvia-caudal que los diferencian marcadamente de los sistemas hidrológicos de las áreas con mayor pendiente. Estas respuestas, más lentas y areales, hacen que sean vulnerables a determinadas señales de entrada que, quizás, no lo sean para los sistemas típicos. Precipitaciones persistentes pueden generar hidrogramas más críticos que lluvias cortas y de gran intensidad (Zimmermann et al., 1996). Además, en lo que respecta a saneamiento urbano, las actuaciones en cuestiones de calidad como el impacto de los escurrimientos pluviales sobre cuerpos receptores está relacionado básicamente al primer flujo y/o efectos acumulativos de una gran cantidad de tormentas de pequeña magnitud. Estudios realizados en diferentes cuencas urbanas indican que un 85 a 90% de las tormentas que han producido impactos considerables tienen recurrencias menores a 1 año (Laurence et al., 1996). Estos eventos de baja recurrencia no "aparecen" descritos en las I-D-R. Resulta claro que los estudios hidrológicos e hidráulicos no sólo deben abarcar los eventos extremos, sino que es necesario describir la transformación lluvia-caudal en forma continua temporalmente, por lo que resulta necesaria la generación continua de lluvia. En esta temática se han desarrollado desde hace décadas modelos estocásticos para la generación continua de lluvias puntuales y areales (Riccardi, 2003).

**Precipitación Máxima Probable.** Cuando deben realizarse estimaciones de eventos de mayor magnitud posible en una región dada se recurre a la determinación de la precipitación máxima probable (PMP), de la tormenta máxima probable (TMP) y la crecida máxima probable (CMP). Los métodos para determinar la PMP proporcionan solamente la lámina total por lo que debe definirse su distribución temporal para generar la TMP, luego por medio de modelos de transformación lluvia-caudal y propagación de crecidas se determina la CMP:

### 3.3.2.2 Lámina de Lluvia Promedio sobre una Región

El análisis de frecuencia sobre un área no se encuentra en el mismo nivel de desarrollo que para lluvias puntuales. Ante la falta de información sobre la verdadera distribución de la probabilidad de precipitación promedio sobre un área, generalmente se extienden los estimativos de precipitación puntual para estimar las láminas promedio de precipitación areal.

La estimación de la precipitación sobre el área puede ser centrada alrededor de la tormenta o fijada localmente. Para este último caso, se tiene en cuenta el hecho de que las estaciones de registros de precipitación algunas veces están cerca del centro de la tormenta, otras veces cerca de los bordes exteriores y otras veces en puntos intermedios. El promedio de lluvias en una región a partir de datos puntuales de pluviógrafos y la posterior construcción de isohietas pueden llevarse a cabo mediante conocidos métodos como los polígonos de Thiessen o por métodos más elaborados como algoritmos de interpolación de lluvias areales (Zimmermann et al., 2001 y 2002). El método basado en promediar produce curvas lámina-área-duración que relacionan la precipitación promedio sobre el área con medias puntuales. La estimación de estas curvas solo es posible en una región con un importante cantidad de instrumental.

La Figura 3.5 muestra curvas para calcular láminas de precipitación promedio sobre un área como un porcentaje de los valores de precipitación puntual (Organización Meteorológica Mundial, 1983 citado por Chow et al., 1994). Estas curvas fueron deducidas a partir de lluvias máximas registradas en un rango de duración de 0.5 a 24 horas.



La ecuación que gobierna las curvas de la Figura 3.5 para duraciones de 3, 6 y 24 horas tal como la reportara Leclerc y Schake (1972) citada por Rodríguez-Iturbe y Mejía (1974) es:

$$K = \frac{P_{\text{areal}}}{P_{\text{puntual}}} = 1 - \exp(-1.1 D^{1/4}) + \exp(-1.1 D^{1/4} - 0.00386 A) \quad (3.18a)$$

donde K es la relación entre la lluvia promedio areal  $P_{\text{areal}}$  y la lluvia puntual  $P_{\text{puntual}}$ ; D (horas) es la duración y A ( $\text{km}^2$ ) es el área.

Para duración de 0.5 y 1 hora la formulación anterior se modifica de la siguiente manera:

$$K = 1 - \exp(-1.01 D^{1/4}) + \exp(-1.01 D^{1/4} - 0.0096525 A) \quad D = 0.50 \text{ hora} \quad (3.18b)$$

$$K = 1 - \exp(-1.04 D^{1/4}) + \exp(-1.01 D^{1/4} - 0.006177 A) \quad D = 1 \text{ hora} \quad (3.18c)$$

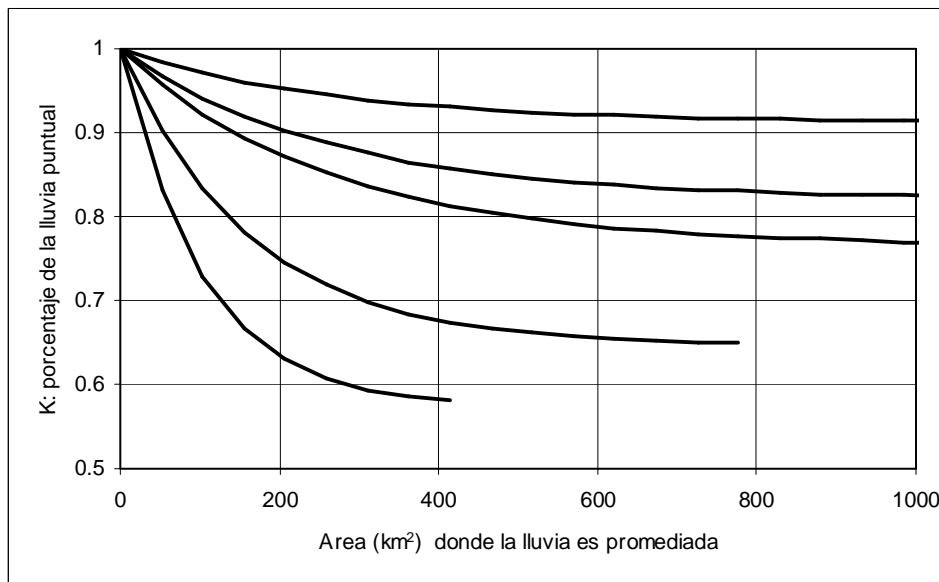


Figura 3.5. Curvas de decaimiento areal de lluvias. Fuente: Rodríguez-Iturbe y Mejía (1974); Organización Meteorológica Mundial(1983) citada por Chow et al. (1994) y originalmente publicada por US Weather Bureau (1958) según cita de Chow et al., (1994)

En la zona de Rosario, Zimmermann et al. (2001y 2002) construyeron curvas de abatimiento areal en la pampa ondulada Argentina (sur de la provincia de Santa Fe), abarcando un área de 5400  $\text{km}^2$ , y la expresión analítica hallada fue:

$$K = [\exp(-0.017606 A)]^{[0.03 D^{-0.2927}]} \quad (3.19)$$

Debe tenerse en cuenta que el estudio de referencia para hallar la ec. (3.19) fue realizado sobre todas las tormentas históricas en tanto que las curvas de la Organización Meteorológica Mundial fueron construidas a partir de lluvias máximas. En Caamaño Nelly y Dasso (2003), Cap. 11 se presentan ecuaciones para decaimiento areal de precipitaciones donde además de figurar el caso del sur de Santa Fe, se reportan los casos de la Cuenca del Río San Antonio de 500  $\text{km}^2$  (Villa Carlos Paz, Córdoba, Argentina) y una zona de 1000  $\text{km}^2$  en Mendoza.

En Caamaño Nelly y Dasso (2003), Cap. 11 se concluye que el contraste de funciones de decaimiento-area-duración de distintos lugares del mundo evidencia gran disparidad entre las distintas propuestas. Lo que hace desaconsejable usar estas curvas en zonas con rasgos fisiográficos y/o climáticos diferentes a los de la empleada para deducirlas, sin antes constatar la extrapolación regional.

**Ejercicio 3.3**

Una lluvia puntual con un acumulado de 60 mm en las 2 primeras horas y 100 mm al cabo de 6 horas se quiere regionalizar en una cuenca de 700 km<sup>2</sup> de acuerdo a criterios del sur de la provincia de Santa Fe.

**Solución:** de acuerdo con ec. (3.19)

$$K_{2 \text{ horas}} = (\exp(-0.017606 \times 700))^{(0.03 \times 2^{(-0.2927)})} = 0.739$$

$$K_{6 \text{ horas}} = (\exp(-0.017606 \times 700))^{(0.03 \times 6^{(-0.2927)})} = 0.804$$

Por lo que la lluvia regional para 2 horas es  $P_{700, 2 \text{ h}} = 60 \times 0.739 = \underline{44.3 \text{ mm}}$  y para 6 horas  $P_{700, 6 \text{ h}} = 100 \times 0.804 = \underline{80.4 \text{ mm}}$ .

**3.3.3 RELACIONES INTENSIDAD-DURACION-FRECUENCIA**

Uno de los primeros pasos que deben seguirse en muchos proyectos de diseño hidrológico, como el caso del drenaje urbano, es la determinación del evento o los eventos extremos de lluvia que deben utilizarse. Una de las formas más ampliamente utilizadas para la determinación de tormentas máximas es la metodología basada en la relación lluvia-duración-frecuencia o recurrencia. Estas relaciones pueden ser expresadas en forma de curva y ecuaciones y describen las máximas lluvias asociadas a determinadas probabilidades de ocurrencia en todas las duraciones. Estas curvas también suelen ser llamadas IDR (intensidad-duración-recurrencia) (Figura 3.6) o IDF (intensidad-duración-frecuencia).

Las curvas IDR se construyen a partir de información de lluvias máximas disponibles en el lugar de estudio o extrapolando valores de lluvias desde cuencas vecinas.

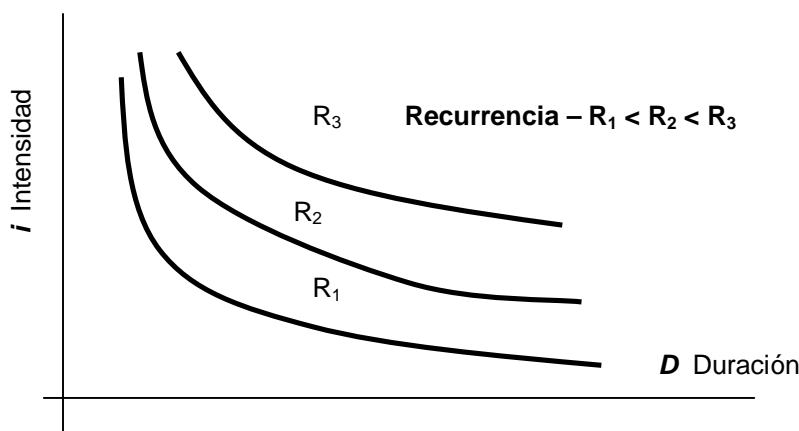


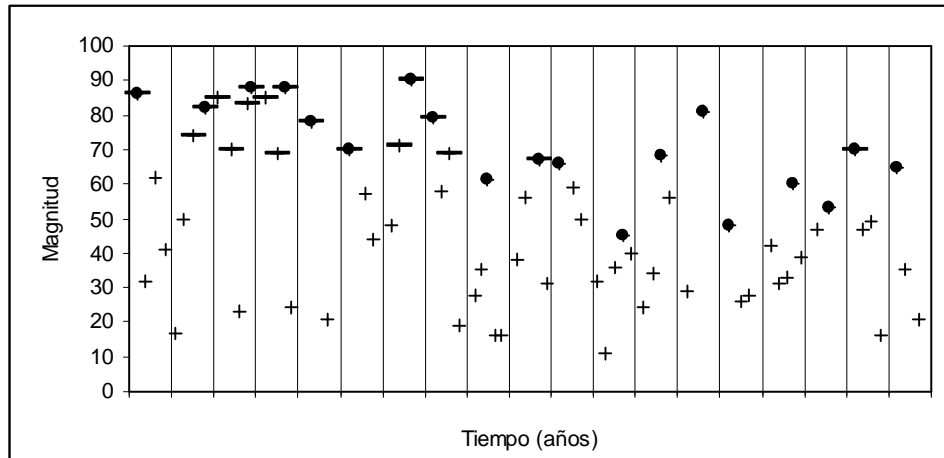
Figura 3.6. Esquema de Curvas IDR

**3.3.3.1 Series de Información Pluviográfica o Pluviométrica (aplicable a toda información hidrológica)**

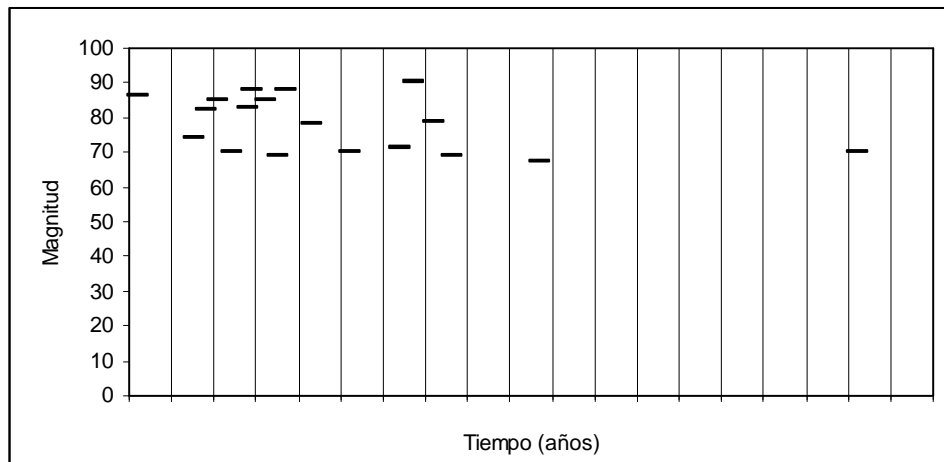
Una serie de duración completa está compuesta por toda la información disponible tal como se muestra en la Figura 3.7a). Una serie de duración parcial es una serie de datos seleccionados de tal manera que su magnitud es mayor que un valor base predefinido. Si el valor base se selecciona de tal manera que el número de valores en la serie parcial es igual al número de años, la serie se conoce como serie de excedencia anual; un ejemplo se muestra en la Figura 3.7b). 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 (en el caso del ejemplo graficado en Figura 3.7 el intervalo de tiempo es de 1 año). El intervalo de tiempo generalmente considerado es de 1 año (esto tiene relación directa con la duración del ciclo hidrológico) y la serie constituida de esa manera se conoce como serie anual. Si se utilizan valores máximos (como es el caso de precipitaciones para construcción de curvas IDR) es una serie anual máxima (Figura 3.7c)), en el caso de utilizar valores mínimos la serie construida se denomina serie anual mínima.

Los valores máximos anuales y los valores de excedencia anual de la información hipotética que se muestra en la Figura 3.7a) están ordenados gráficamente en la Figura 3.8b) según su orden de magnitud. En este ejemplo particular, solo 12 de los 20 máximos anuales aparecen en la serie de excedencia

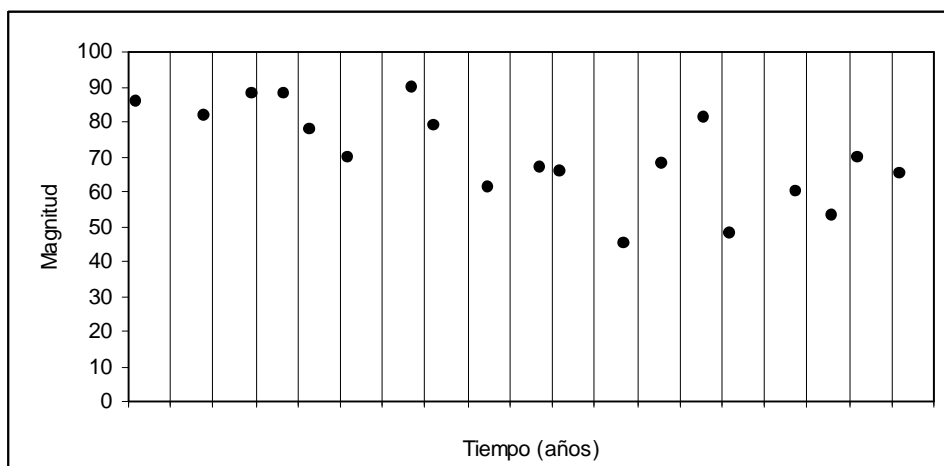
anual; el 2do. máximo en varios años es mayor que el primero de otros años. En la serie de máximos anuales los 2dos. Máximos se excluyen, con lo cual no se tiene en cuenta para el análisis. El período



a) Información Original N= 20 años



b) Excedencias Anuales



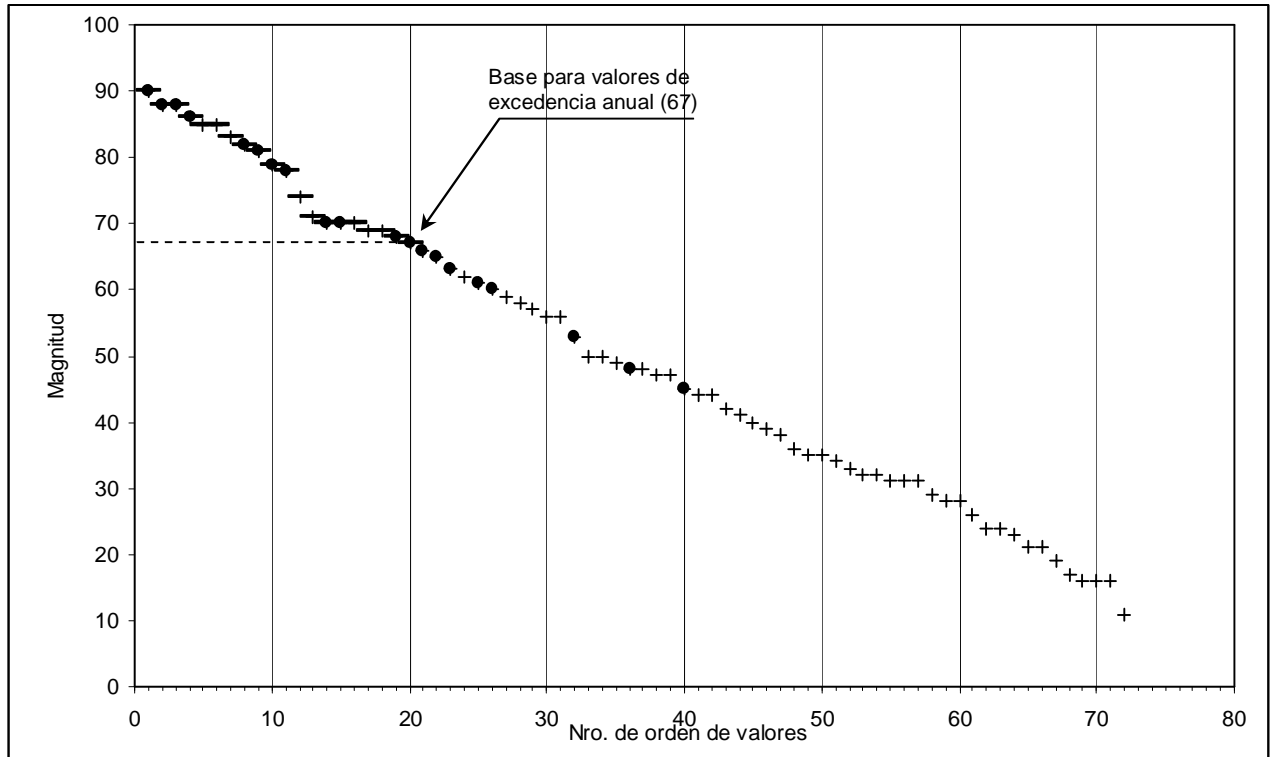
c) Máximos Anuales

Figura 3.7. Series de Información Hidrológica. Fuente: Chow et al., (1994)

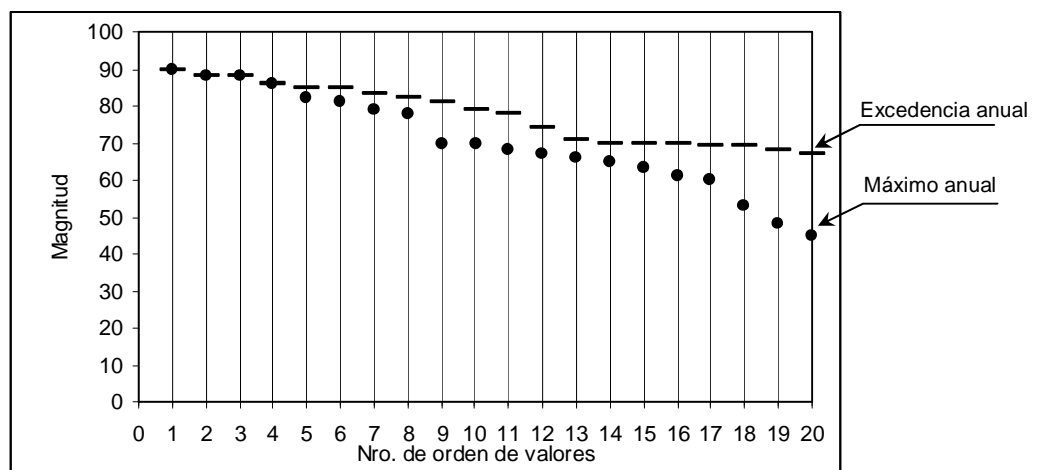
medio de retorno o recurrencia  $R_E$  de magnitudes de evento deducida de una serie de excedencia anual se relaciona con el correspondiente período medio de retorno o recurrencia  $R$  para magnitudes deducidas de la serie de máximos anuales por (Chow, 1964 citado por Chow et al., 1994):

$$R_E = \left[ \ln \left( \frac{R}{R-1} \right) \right]^{-1} \tag{3.20}$$

La serie de excedencia anual suele ser útil cuando la serie de años de observación es demasiado corta, pero está limitada por el hecho de la dificultad de verificar que todos los valores son independientes; por ejemplo la ocurrencia de una lluvia intensa podría estar relacionada con una fuerte tormenta convectiva que produce varios chaparrones con altos valores de intensidad.



a) Información Original



b) Excedencia Anual y Valores Máximos

Figura 3.8. Información Hidrológica ordenada por orden de magnitud (Fuente: Chow et al., 1994)

### 3.3.3.2 Determinación de Curvas IDR mediante Análisis Probabilístico

Cuando la información pluviográfica de lluvia local esta disponible ya sea por medición directa o por inferencia regional, las curvas IDR pueden desarrollarse utilizando el análisis probabilístico. La distribución habitualmente usada en el análisis de lluvias extremas es la distribución de probabilidad de Valor Extremo Tipo I o Gumbell (ver 3.2.3).

No es fácil encontrar datos pluviográficos en cualquier cuenca rural o urbana en la Argentina. En cambio es más común hallar información pluviométrica (con intervalo de medición de 24 hs). Una metodología alternativa para la determinación de las IDR está basada en la utilización de datos pluviométricos y la posterior generación de datos para distintas duraciones mediante la extrapolación de coeficiente de relación de lámina entre duraciones. A continuación se detallan dos metodologías recomendadas para determinar las curvas IDR a partir de datos pluviográficos y a partir de datos pluviométricos.

#### **Determinación a Partir de Datos Pluviográficos.**

Este Método comprende:

- i) Recolección, Análisis y Selección de registros.
- ii) Análisis estadístico asociado a duraciones deseadas en compatibilidad con grado de detalle logrado con aparato (5, 10, 15, 20, 30, 60 minutos, 1, 2, 3, 4, 6, 12, 24, 48, 72 horas).
- iii) Ajustes de modelos probabilísticos para cada duración (selección de más adecuado).
- iv) Trazado de curvas de isorecurrencias con modelos teóricos.
- v) Definición de ecuación genérica

La selección de registros comprende la extracción para cada año de la información pluviográfica los máximos de lluvia en cada una de las duraciones consideradas (serie de máximos anuales, ver 3.3.3.1). Los máximos en cada año para las diferentes duraciones pueden o no estar en la misma tormenta.

Las duraciones a evaluar dependerán de los estudios y proyectos en análisis. Habitualmente en drenaje urbano pueden ser necesarias IDR para lluvias con duraciones de 5, 10, 15, 20, 30, 60 minutos, 1, 2, 3, 4, 6, 12, 24, 48 y 72 horas.

En algunos casos donde las series son demasiado cortas (menos de 20 años) en lugar de extraer directamente el máximo anual y constituir una serie de n valores, se puede considerar el conjunto de todos los valores de lluvia de cada duración y de tal conjunto extraer los n valores máximos (serie de excedencia anual, ver unto 3.3.3.1). De este modo al igual que el proceso anterior se arribará a un conjunto de n valores para cada duración. Las láminas determinadas mediante serie de excedencia anual deben ajustarse para igualar los valores de láminas encontradas con una serie máxima anual (ver 3.3.3.1). Una forma de ajustar presentada por Hershfield (1961) citada por Chow et al. (1994) es multiplicar las precipitaciones por 0.88 para valores con recurrencia 2 años; 0.96 para valores con recurrencia 5 años y 0.99 para R= 10 años. Para recurrencias mayores no es necesario ajustar los estimadores. Al Aplicar series de excedencia anual debe tenerse en consideración la verificación de la hipótesis de independencia de valores en cada serie.

Los valores de lámina extraídos para cada duración pueden ser llevados a intensidad de lluvia dividiendo la lámina dividido la duración.

Una vez determinadas tantas muestras (con valores de intensidad de lluvia) como cantidad de duraciones en análisis, se procede al análisis probabilístico de cada muestra de valores máximos. El análisis comprende el ordenamiento de los valores de cada muestra (de mayor a menor), el cálculo de la frecuencia o probabilidad experimental (conforme lo visto en 3.2.4.2) y la aplicación de un grupo de modelos probabilísticos, que produzcan adecuados ajuste a los valores de frecuencia experimental. Mediante un test de bondad de ajuste se extrae el modelo con mejor ajuste.

Una vez definido un modelo probabilístico por cada duración, se adoptan las recurrencias (o probabilidades de ocurrencia) de interés y para cada duración se determina la intensidad asociada a esa duración y a esa recurrencia.

Las curvas IDR pueden expresarse en forma de ecuaciones. Las ecuaciones pueden adoptar diversas formas. Una de las expresiones más difundidas es la forma obtenida por Sherman (1931) citado por Caamaño Nelly y Dasso (2003):

$$I = \frac{a R^n}{(D + b)^m} \quad (3.21)$$

donde R (años) es el período medio de retorno o recurrencia; D (minutos) es la duración de la lluvia y a, n, b y m son parámetros locales a ser estimados.

La determinación de los valores de los parámetros a, b, n y m pueden ser realizadas por diversos métodos, siendo uno de los difundidos el de regresión lineal múltiple, donde la ec. (3.21) es linealizada a través de una transformación logarítmica.

Debe recalarse que una ecuación IDR es estrictamente válida para el puesto de observación donde se ha ajustado tal ecuación. La suposición de validez de la misma a regiones cada vez más alejadas de puestos de observación debe realizarse sobre la base de análisis de la uniformidad climática y mecanismos de formación de las tormentas, y solo debe ser admitido ante la falta de información pluviográfica y pluviométrica de la región de interés o la inexistencia de estudios de regionalización pluviográfica.

Orsolini et al. (2000) presentan las ecuaciones para las IDR de Rosario (desarrolladas por la Municipalidad de Rosario) para recurrencias de 2, 5 y 10 años de la siguiente forma:

Tabla 3.5. Ecuaciones IDR Rosario, Santa Fe, Argentina. Fuente: Orsolini et al., (2000)

Recurrencia en años	Ecuación I en mm/h y D en minutos
2	$I = 1370.801 / (12.656 + D)^{0.831}$
5	$I = 1899.145 / (14.350 + D)^{0.844}$
10	$I = 2010.648 / (14.351 + D)^{0.829}$

#### Determinación de I-D-R en base a datos pluviométricos.

Frecuentemente es necesario determinar las relaciones IDR en zonas no se dispone de información pluviográfica. En estos casos pueden ser utilizadas metodologías basadas en datos pluviométricos tal como el método de las relaciones entre duraciones (Bertoni, 1995). Este y otros métodos se basan en que las curvas IDR correspondientes a duraciones de hasta 120 minutos presenta por lo general menor dependencia geográfica que el sector restante de las curvas (Bertoni, 1995).

El método de *relaciones entre duraciones* se basa en 2 características observadas en las curvas IDR:

- (i) existencia de una tendencia a mantenerse paralelas (tendencia visualizable cuando se grafican en papel log-log);
- (ii) existencia de gran similitud de las relaciones entre láminas correspondientes a distintas duraciones.

Las relaciones entre láminas (o intensidades) de distintas duraciones puede expresarse como:

$$R_{D_1/D_2} = P_{D_1} / P_{D_2} \quad (3.22)$$

Donde  $R_{D_1/D_2}$  es la relación entre láminas,  $P_{D_1}$  es la lámina caída para una duración  $D_1$  y  $P_{D_2}$  es la lámina caída para una duración  $D_2$ .

Considerando que  $P_{1 \text{ día}}$  es la máxima lámina de lluvia caída medida sistemáticamente a la misma hora durante el día ( x ej. A las 8 hs de la mañana) y  $P_{24 \text{ horas}}$  es la máxima lámina caída en 24 horas seguidas ubicadas en cualquier punto de la serie temporal, Bertoni (1995) reporta que se ha observado en ciertas cuencas argentinas y de Brasil que la relación entre la lluvia diaria y de 24 horas oscila entre  $P_{24 \text{ horas}} = 1,13$  a  $1,15 P_{1 \text{ día}}$

En la Tabla 3.6 se presentan valores de relaciones deducidas para diversas estaciones en la región agrícola central de Argentina para una recurrencia de R = 10 años.

Cabe destacar que los valores de estas relaciones presentan una leve tendencia a variar en función de la recurrencia, pudiéndose constatar los mayores valores de los coeficientes se presentan en las mayores recurrencias.

Tabla 3.6. Relaciones entre duraciones para estaciones de Rafaela, Rosario y Paraná para una recurrencia de 10 años. Fuente: Bertoni (1995)

Relación	RAFAELA	ROSARIO	PARANA
48 h / 72 h		0.89	
24 h / 72 h		0.85	
12 h / 24 h		0.88	0.94
10 h / 24 h		0.83	
8 h / 24 h		0.79	0.94
6 h / 24 h		0.73	0.92
4 h / 24 h		0.64	0.81
1 h / 24 h		0.38	0.47
1 h / 2 h	0.69		
45 min / 1h	0.87		
30 min / 1 h	0.67	0.77	0.77
20 min / 1 h	0.75		
15 min / 30 min		0.72	0.73
10 min / 30 min	0.44		0.58
5 min / 30 min		0.32	0.43

**Ejercicio 3.4**

En la Tabla 3.7 se presentan los datos de máximos diarios anuales registrados en la zona urbana de una localidad cercana a Rosario. Mediante el método de la relación entre duraciones determinar las intensidades máximas para 10, 30, y 60 minutos, considerando una recurrencia  $R=10$  años. Utilizar modelo de distribución de probabilidades de Gumbell (ver Punto 3.2.3 y Tabla 3.2).

Tabla 3.7. Serie de Precipitaciones Máximas Diarias de una localidad cercana a Rosario.

Año	Precipitación Máxima diaria anual	Año	Precipitación Máxima diaria anual	Año	Precipitación Máxima diaria anual
1942	49.2	1957	79.4	1972	100.4
1943	66.4	1958	82.6	1973	101.6
1944	91.2	1959	103.1	1974	50.6
1945	80.0	1960	80.0	1975	77.1
1946	61.8	1961	106.1	1976	82.2
1947	95.1	1962	176.8	1977	142.1
1948	53.0	1963	75.1	1978	80.7
1949	48.8	1964	125.5	1979	108.1
1950	60.	1965	85.2	1980	62.1
1951	70.	1966	145.0	1981	129.1
1952	54.0	1967	139.4	1982	85.5
1953	58.0	1968	66.3	1983	68.8
1954	71.9	1969	152.8	1984	86.7
1955	75.3	1970	62.8	1985	90.
1956	90.5	1971	131.5		

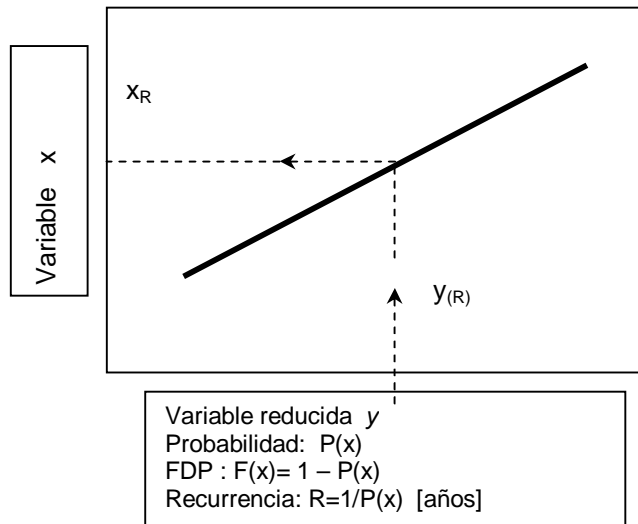
Como expresión de la frecuencia experimental puede utilizarse la expresión :  $R = m / (N+1)$  donde  $m$  es el nro. de orden (según ordenamiento decreciente).

Pasos sugeridos:

1. Ordenamiento muestra
2. Cálculo de estadísticos de la muestra: media y desvío
3. Aplicación del modelo de Gumbell. Estimación de parámetros. Cálculo del valor de la variable: *lluvia máxima diaria* para la recurrencia en estudio.
4. Determinación de frecuencia experimental.
5. Graficación de distribuciones experimental y teórica. Comparación con modelo teórico.
6. Aplicación del método de la relación de duraciones con coeficientes para Rosario (en caso de no existir utilice el correspondiente a otras ciudades del litoral). Recordar que los datos corresponden a lluvias diarias por lo que debe considerarse el pasaje a lluvia de 24 horas

Determinación de los estadísticos de la muestra y parámetros de Gumbell:

Modelo de Gumbell



$$F(x) = \exp \left[ - \exp \left( - \frac{x - \mu}{\alpha} \right) \right]$$

$$- \infty \leq x \leq \infty$$

$$\alpha = 0.78 s$$

$$\mu = \bar{x} - 0.5772\alpha$$

variable reducida :  $y = \frac{x - \mu}{\alpha}$

$$y = - \ln \left[ \ln \left( \frac{1}{F(x)} \right) \right]$$

$$y = - \ln \left[ \ln \left( \frac{R}{R - 1} \right) \right]$$

Valor medio.  $\bar{x} = 88.67727$   
 Desvío estándar  $S_x = 30.65441$   
 Parámetro  $\alpha = 23.91044$   
 Parámetro  $\mu = 74.87617$   
 $y_{(R=10 \text{ años})} = 2.250367$   
 $x_{(R=10 \text{ años})} = \alpha y_{(R=10 \text{ años})} + \mu = 128.7 \text{ mm}$

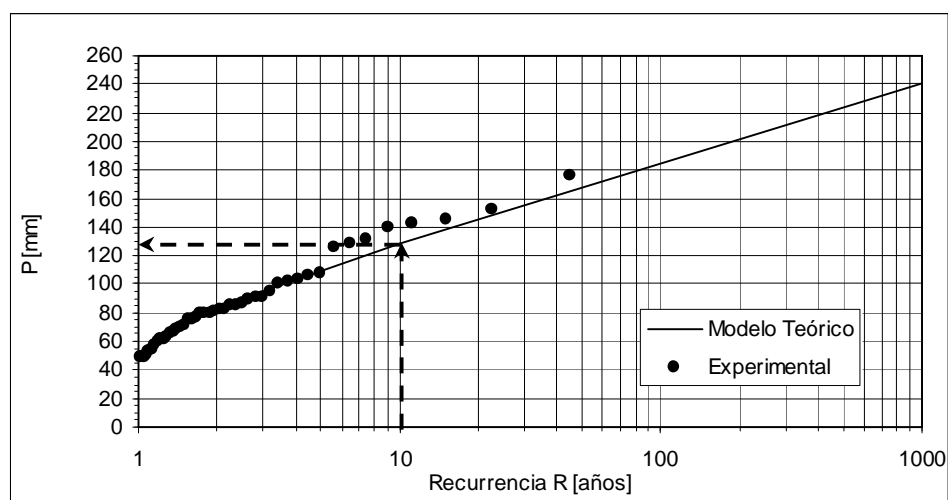


Figura 3.9. Modelo Teórico de Gumbell y Recurrencia Experimental



Tabla 3.8. Distribuciones de probabilidades experimental y teórica.

P ordenada (mm)	Nro. de Orden m	Frec. Experimental m/(n+1)	Recurr. Experimental 1/ F. Exp	FDP Gumbell		
				y	F(x)	Recurr. Teórica 1/(1-F(x))
176.8	1	0.0222	45.00	4.2627	0.9860	71.5050
152.8	2	0.0444	22.50	3.2590	0.9623	26.5264
145	3	0.0667	15.00	2.9328	0.9481	19.2840
142.1	4	0.0889	11.25	2.8115	0.9417	17.1396
139.4	5	0.1111	9.00	2.6986	0.9349	15.3640
131.5	6	0.1333	7.50	2.3682	0.9106	11.1856
129.1	7	0.1556	6.43	2.2678	0.9016	10.1666
125.5	8	0.1778	5.63	2.1172	0.8866	8.8181
108.1	9	0.2000	5.00	1.3895	0.7794	4.5336
106.1	10	0.2222	4.50	1.3059	0.7627	4.2134
103.1	11	0.2444	4.09	1.1804	0.7355	3.7812
101.6	12	0.2667	3.75	1.1177	0.7211	3.5849
100.4	13	0.2889	3.46	1.0675	0.7090	3.4366
95.1	14	0.3111	3.21	0.8458	0.6510	2.8655
91.2	15	0.3333	3.00	0.6827	0.6034	2.5212
90.5	16	0.3556	2.81	0.6534	0.5944	2.4653
90	17	0.3778	2.65	0.6325	0.5879	2.4264
86.7	18	0.4000	2.50	0.4945	0.5434	2.1902
85.5	19	0.4222	2.37	0.4443	0.5266	2.1125
85.2	20	0.4444	2.25	0.4318	0.5224	2.0937
82.6	21	0.4667	2.14	0.3230	0.4848	1.9411
82.2	22	0.4889	2.05	0.3063	0.4789	1.9192
80.7	23	0.5111	1.96	0.2436	0.4567	1.8405
80	24	0.5333	1.88	0.2143	0.4461	1.8055
80	25	0.5556	1.80	0.2143	0.4461	1.8055
79.4	26	0.5778	1.73	0.1892	0.4371	1.7765
77.1	27	0.6000	1.67	0.0930	0.4020	1.6724
75.3	28	0.6222	1.61	0.0177	0.3744	1.5985
75.1	29	0.6444	1.55	0.0094	0.3713	1.5906
71.9	30	0.6667	1.50	-0.1245	0.3222	1.4754
70	31	0.6889	1.45	-0.2039	0.2934	1.4152
68.8	32	0.7111	1.41	-0.2541	0.2755	1.3802
66.4	33	0.7333	1.36	-0.3545	0.2404	1.3165
66.3	34	0.7556	1.32	-0.3587	0.2390	1.3140
62.8	35	0.7778	1.29	-0.5051	0.1907	1.2356
62.1	36	0.8000	1.25	-0.5343	0.1815	1.2218
61.8	37	0.8222	1.22	-0.5469	0.1777	1.2160
60	38	0.8444	1.18	-0.6222	0.1552	1.1837
58	39	0.8667	1.15	-0.7058	0.1319	1.1520
54	40	0.8889	1.13	-0.8731	0.0912	1.1004
53	41	0.9111	1.10	-0.9149	0.0824	1.0898
50.6	42	0.9333	1.07	-1.0153	0.0633	1.0676
49.2	43	0.9556	1.05	-1.0738	0.0536	1.0566
48.8	44	0.9778	1.02	-1.0906	0.0510	1.0537

Aplicación del método de la relación de duraciones

Tabla 3.10. Determinación de lámina e intensidad máximas para distintas duraciones

Duración	Duraciones a relacionar	Factor	Lluvia R= 10 años (mm)	Intensidad R= 10 años (mm/h)
1 día		1	128.68	5.36
24 horas	P24h / P1d	1.13	145.41	6.06
60 min	1h / 24 h	0.38	55.26	55.26
30 min	30min / 1h	0.77	42.55	85.09
10 min	10min/30min	0.58	24.68	148.06

### 3.3.4 Criterios de Selección de Duración de Tormentas y Discretización Temporal de la Lluvia

Para pequeñas y medianas cuencas, como pueden ser las cuencas urbanas, el criterio típico de selección de la duración para la determinación de los caudales máximos, es el de considerarla igual o superior al tiempo de concentración de la cuenca ( $t_c$ ). El tiempo de concentración puede definirse como el tiempo que tarda en llegar a la sección de control de la cuenca la gota hidrológicamente más alejada (se profundizará sobre este concepto en la Capítulo correspondiente a Escurrimiento). El criterio de igualar la duración de la lluvia al tiempo de concentración permite que el caudal máximo se origine por el aporte conjunto de toda la cuenca.

En cuencas de mayor extensión es conveniente plantear la relación caudal máximo-duración de la tormenta y considerar aquella que produce el mayor caudal.

Cuando se debe objetivar volúmenes de escurrimiento para diseños de embalses es altamente probable que la situación crítica no se presente en el mismo escenario que para caudales máximos. Por ello, es recomendable considerar la relación volúmenes de embalse-duración y considerar aquella que produce el mayor volumen de embalse.

El intervalo de discretización DT de la lluvia, generalmente es adoptado en función el tiempo de concentración de la cuenca. Adoptar  $DT = t_c/5$  asegura una razonable definición de la rama ascendente del hidrograma, en tanto que según Bertoni (1995) algunos autores utilizan valores de DT próximos a  $1/10 t_c$ .

### 3.3.5 Selección Recurrencia de Diseño

#### 3.3.5.1 Selección mediante análisis de riesgo de falla

Un criterio para la selección apropiada de la crecida de diseño es el análisis de riesgo. Puede afirmarse que todo diseño de estructuras para el control de crecidas incluye la consideración de riesgos. Una estructura para control de crecidas puede fallar si la magnitud correspondiente al período de retorno de diseño (o recurrencia) R se excede durante la vida útil de la estructura. Este riesgo hidrológico natural de falla puede calcularse utilizando la expresión:

$$r = 1 - \left(1 - \frac{1}{R}\right)^n \quad (3.23)$$

donde r es el riesgo de falla y n la vida útil en años. En ec. (3.23) la seguridad de la obra en un año es:

$$\text{Seguridad en 1 año} = \left(1 - \frac{1}{R}\right) \quad (3.24)$$

y la seguridad en n años:

$$\text{Seguridad en n años} = \left(1 - \frac{1}{R}\right)^n \quad (3.25)$$

#### **Ejercicio 3.5**

Un puente sobre una ruta secundaria (rural) posee una vida útil de 20 años y fue proyectado para dejar escurrir la crecida con  $PMR=100$  años. Cual es la seguridad de la obra y que riesgo existe?.

Solución:

Seguridad en 1 año =:  $1 - 1/100 = 0.99$

Seguridad en 20 años =  $(0.99)^{20} = 0.818$

Riesgo  $r = 1 - 0.818 = 0.182 = 18.2\%$

Existe una probabilidad del 18.2% que la obra falle durante la vida útil de la misma.

**Ejercicio 3.6**

Un proyectista desea estar seguro con una aproximación del 90% de que la capacidad de diseño de un vertedero no sea excedida durante una vida útil de 50 años, por lo que debe adoptar una recurrencia de diseño.

Solución: 90% de seguridad se puede interpretar como un 10% de riesgo, por lo cual  $r = 0,10$ . Además  $n = 50$  con lo cual despejando  $R$  de ec. (3.23) se llega a una recurrencia de diseño  $T \cong 500$  años. En cambio si es admisible un riesgo de falla del 40% , vale decir,  $r=0.40$ , la recurrencia de diseño desciende a  $T = 100$  años.

Una interesante situación es la determinación del riesgo de falla o probabilidad de presentarse un evento igual o similar por lo menos una vez en  $n$  años, cuando la recurrencia de diseño  $R$  y la vida útil  $n$  de la obra son iguales. Expandiendo la ec. (3.23) en una serie de potencias, puede demostrarse que para altos valores de  $n$ ,  $1-(1-1/R)^n \approx 1-e^{-n/R}$ , luego, para  $R = n$  el riesgo es  $1 - e^{-1} = 0,632$ . Esto se interpreta, por ejemplo, que existe una posibilidad del 63% aproximadamente de que un evento con período de retorno  $T= 100$  años se presente durante la vida útil de la obra de  $n= 100$  años.

**3.3.5.2 Análisis hidroeconómico**

Otro método para determinar el período de retorno de diseño óptimo es el análisis hidroeconómico (Chow et al., 1994) que puede llevarse a cabo si se conocen tanto la naturaleza probabilística de un evento hidrológico como el daño que resultaría si éste ocurre sobre un rango posible de eventos hidrológicos. A medida que el período de retorno de diseño se incrementa, los costos de capital de la estructura aumentan, pero los daños esperados disminuyen debido a que se proporciona una mejor protección. Sumando los costos de capital y los costos de los daños esperados anualmente, puede encontrarse el período de retorno de diseño con menor costo total.

La Figura 3.10a) muestra el daño que resultaría si ocurre un evento, como una creciente, con el período medio de retorno especificado. Si la magnitud del evento de diseño es  $x_T$ , la estructura evitaría todos los daños para eventos con  $x \leq x_T$ , luego el costo anual de daños esperado se encuentra mediante el producto de la probabilidad  $f(x) dx$  de que un evento de magnitud  $x$  ocurra en una año dado, y el daño  $D(x)$  que resultaría de este evento, e integrando para  $x > x_T$  (nivel de diseño). Es decir, el costo anual esperado  $D_T$  es:

$$D_T = \int_{x_T}^{\infty} D(x) f(x) dx \tag{3.26}$$

el cual está representado por el área sombreada en la Figura 3.10a) para  $x > x_T = 0.04$ .

La integral (3.26) se evalúa al dividir el rango de  $x > x_T$  en intervalos y calcular el costo anual de daños esperado para eventos en cada uno de los intervalos. Para  $x_{i-1} \leq x \leq x_i$ ,

$$\Delta D_i = \int_{x_{i-1}}^{x_i} D(x) f(x) dx \tag{3.27}$$

la que puede aproximarse por:

$$\Delta D_i = \left[ \frac{D(x_{i-1}) + D(x_i)}{2} \right] \int_{x_{i-1}}^{x_i} D(x) f(x) dx = \left[ \frac{D(x_{i-1}) + D(x_i)}{2} \right] [P(x \leq x_i) - P(x \leq x_{i-1})] \tag{3.28}$$

Pero  $P(x \leq x_i) - P(x \leq x_{i-1}) = [1 - P(x \geq x_i)] - [1 - P(x \geq x_{i-1})] = P(x \geq x_{i-1}) - P(x \geq x_i)$ , por lo que la ec. (3.28) puede escribirse como:

$$\Delta D_i = \left[ \frac{D(x_{i-1}) + D(x_i)}{2} \right] [P(x \geq x_{i-1}) - P(x \geq x_i)] \tag{3.29}$$

y el costo anual de daños esperado para una estructura con un período medio de retorno de diseño  $T$  está dado por:

$$D_T = \sum_{i=1}^{\infty} \left[ \frac{D(x_{i-1}) + D(x_i)}{2} \right] [P(x \geq x_{i-1}) - P(x \geq x_i)] \tag{3.30}$$

El costo total puede calcularse sumando  $D_T$  a los costos de capital anuales de la estructura; el período de retorno del diseño óptimo es aquel que tenga el costo total mínimo.

**Ejercicio 3.7** (Chow et al., 1994).

Para eventos con diferentes períodos de retorno en un lugar dado, los costos de daños y los costos de capital de capital anuales de estructuras diseñadas para controlar los eventos se muestran en las columnas 4 y 7 de la Tabla 3.10, respectivamente. Determinar los daños anuales esperados si no se construye ninguna estructura y calcule el período de retorno de diseño óptimo.

Solución: Para cada uno de los períodos de retorno mostrados en la columna 2 de la Tabla 3.10 la probabilidad de excedencia anual es  $P(x > x_T) = 1/R$ . El costo de daños correspondiente  $\Delta D$  se calcula mediante la ec. (3.29). Por ejemplo para el intervalo  $i = 1$  entre  $R = 1$  año y  $R = 2$  años,

$$\Delta D_i = \left[ \frac{D(x_1) + D(x_2)}{2} \right] [P(x \geq x_1) - P(x \geq x_2)]$$

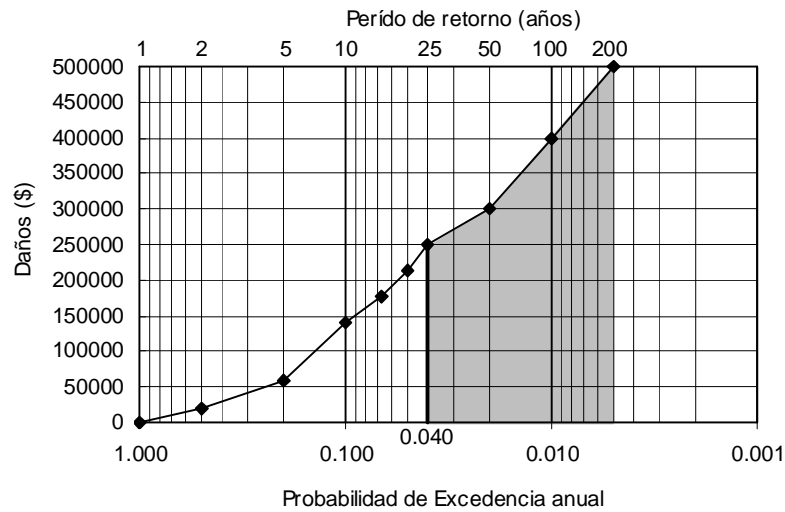
$$\Delta D_i = \left[ \frac{0 + 20000}{2} \right] (1.000 - 0.500) = 5000 \text{ \$/año}$$

Tal como se muestra en la columna 5. Sumando estos costos incrementales se calcula el costo anual de daños esperados = 49098 \$/año si no se construye ninguna estructura. Esto representa el costo promedio anual de los daños causados por crecientes a lo largo de muchos años, suponiendo condiciones económicas constantes. Esta cantidad es el costo de riesgo de daño correspondiente a que no se construya ninguna estructura, y se muestra en la primera línea de la columna 6.

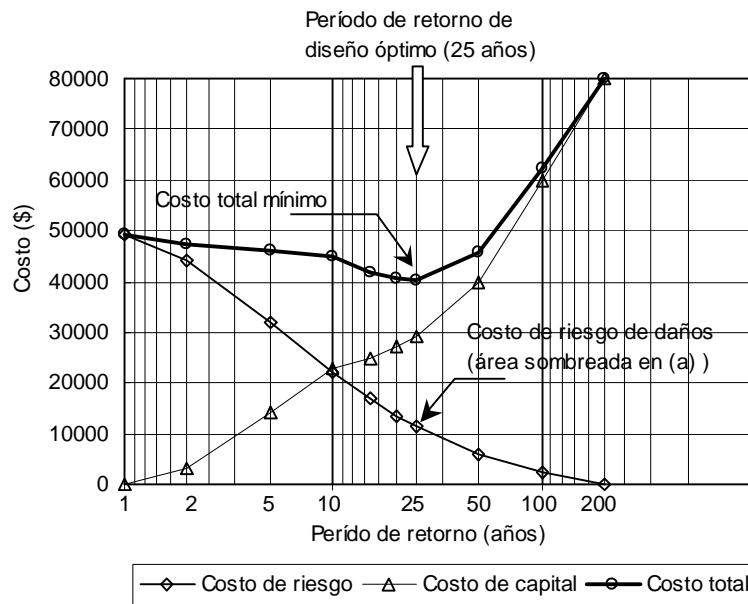
Los costos de riesgo de daño disminuyen a medida que aumenta el período de retorno de diseño de la estructura de control. Por ejemplo, si se selecciona  $R = 2$  años, el costo de riesgo de daño sería de  $49098 - \Delta D_1 = 49098 - 5000 = 44098$  \$/año. Los valores de costo de riesgo de daño y costo de capital (columna 7) se suman para calcular el costo total (columna 8); los tres costos están graficados en la Figura 3.10b). Puede verse tanto en la tabla como en la figura que el período de retorno de diseño óptimo, aquel que tiene el *costo total mínimo*, es de 25 años, para el cual el costo total es 40250 \$/año. De esta cantidad 29000 \$/año (72%) corresponden a los costos de capital y 11250 \$/año (28%) corresponden al costo de riesgo del daño.

Tabla 3.10. Cálculo del período medio de retorno de diseño óptimo mediante análisis hidroeconómico (Ejercicio 3.7)

1 Incremento I	2 Período medio de retorno R (años)	3 Probabilidad de excedencia anual	4 Daño (\$)	5 Daño incremental esperado (\$/año)	6 Costo de riesgo de Daño (\$/año)	7 Costo de Capital (\$/año)	8 Costo Total (\$/año)
	1	1.000	0		49098	0	49098
1	2	0.500	20000	5000	44098	3000	47098
2	5	0.200	60000	12000	32098	14000	46098
3	10	0.100	140000	10000	22098	23000	45098
4	15	0.067	177000	5283	16815	25000	41815
5	20	0.050	213000	3250	13565	27000	40565
6	25	0.040	250000	2315	11250	29000	40250
7	50	0.020	300000	5500	5750	40000	45750
8	100	0.010	400000	3500	2250	60000	62250
9	200	0.005	500000	2250	0	80000	80000
Daños anuales esperados = 49098							



(a) Daños para eventos con diferentes períodos medio de retorno



(b) Análisis hidroeconómico

Figura 3.10. Determinación del período medio de retorno de diseño óptimo mediante análisis hidroeconómico (Ejercicio 3.7)

### 3.3.5.3 Valores recomendados para Recurrencias de Diseño para Obras Hidráulicas

El principio básico que debe ser estrictamente respetado al adoptar una crecida de diseño de cualquier tipo de obra hidráulica es el peligro potencial de pérdida de vidas humanas. En segundo lugar debe contemplarse la relación costo-beneficio en términos no solo económicos sino también ambientales.

Existe gran cantidad de valores sugeridos para recurrencias según el tipo de obra, a continuación se reseña una síntesis de valores sugeridos no solo para drenaje urbano sino para obras hidráulicas en general:

Tabla 3.11. Valores recomendados de Recurrencia en Diseño de Obras Hidráulicas

<b>Pequeñas Obras Hidráulicas</b>		
Drenaje agrícola	5 a 50 años	
Drenaje de obras viales	10 a 50 años	
Drenaje urbano	Microdrenaje	Macro drenaje
Zona residencial	2 años	100 años
Zona comercial	5 años	100 años
Áreas públicas	5 años	100 años
Áreas de negocios	5 a 10 años	100 años
Pequeños diques	2 a 50 años	
Pistas de aeropuertos	5 años	
<b>Obras Intermedias</b>		
Según tipo y objetivo	hasta 10000 años	
<b>Grandes Obras Hidráulicas</b>		
Vertederos	se recomienda varias alternativas (10000 años) y PMP	

**3.3.6 Distribución Temporal Hietograma de Diseño**

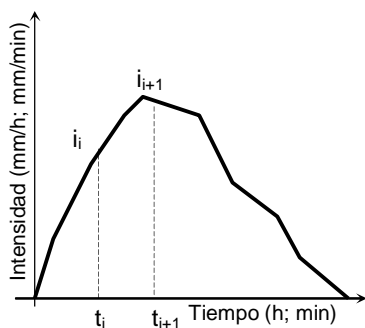
Existe en la bibliografía disponible diversos métodos para estimar la distribución temporal de la tormenta de proyecto, siendo la mayoría de ellos de tipo determinísticos. Una clasificación de los métodos para distribuir temporalmente de la lluvia de diseño puede ser:

- (i) Métodos basados en Curvas IDR
- (ii) Métodos basados en patrones temporales
- (iii) Patrones temporales por períodos
- (iv) Hietograma triangular

**Acerca de la Representación de las Lluvias:** resulta de importancia puntualizar algunas cuestiones respecto a la representación gráfica de la lluvia.

(a) Cuando la representación es continua las formas habituales son :

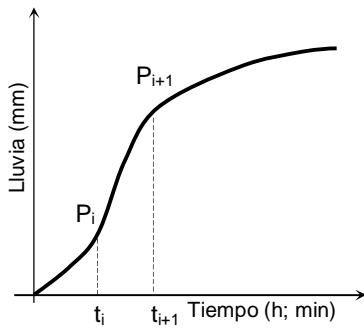
(a1) Intensidad en función del tiempo (mm/h; mm/min, etc.)



Donde la ordenada expresa la intensidad instantánea de la lluvia (en unidades de velocidad). En este caso la lluvia caída entre dos tiempos  $t_i$  y  $t_{i+1}$  es la integral (área) de la curva de la intensidad entre esos dos tiempos:

$$\Delta P_{i,i+1} = \int_{t_i}^{t_{i+1}} i(t) dt$$

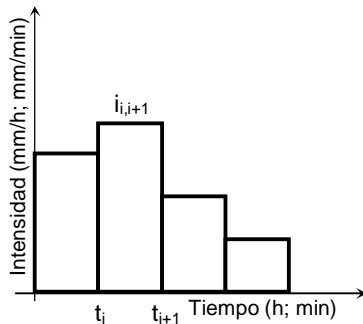
(a2) Acumulado de lámina (mm) en función del tiempo (h; min)



En este caso la ordenada representa la lluvia acumulada a partir del inicio de la precipitación. Esta curva resulta la integral de la función intensidad (referida en a1). El valor último de esta curva constituye la precipitación total caída en el período de tiempo analizado.

(b) La intensidad es difícilmente registrable en forma continua por lo cual es de uso habitual la representación discreta en función del tiempo (de acuerdo al intervalo de medición o de otro intervalo mayor compatible con la exigencia de métodos o técnicas de cálculo hidrológicos). En este caso la representación resulta en bastones o también denominados barrotes que indican valores constantes de intensidad de lluvia en cada intervalo de tiempo.

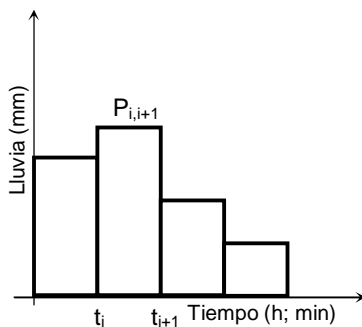
(b1) Intensidad en función del tiempo (mm/h; mm/min, etc.)



En este caso la lluvia caída entre dos tiempos  $t_i$  y  $t_{i+1}$  es:

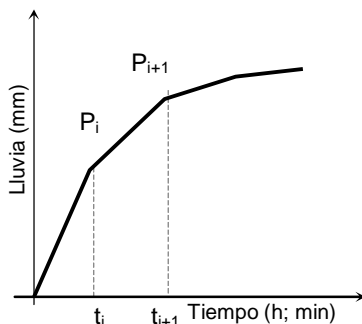
$$\Delta P_{i,i+1} = i_{i,i+1} \Delta t$$

(b2) Forma alternativa de representación discreta en parciales.



La representación consiste en la graficación de los parciales de lluvia (en mm u otra unidad) en cada intervalo de tiempo  $\Delta t$ . Rigurosamente esta forma de representación no es una función puesto que en cada intervalo el parcial de lluvia evoluciona de 0 a su valor máximo al final del intervalo, pero de todas formas resulta una representación útil para rápidas cuantificaciones comparativas de los parciales de lluvia en cada intervalo

b2) Acumulado de lámina (mm) en función del tiempo (h; min)



También es posible la representación de los acumulados cuando la intensidad es medida en forma discreta, significando el mismo concepto que (a2). En este caso al tratarse de una integral de funciones horizontales (intensidad constante en cada barrotes) la representación resulta en una poligonal.

### 3.3.6.1 Métodos basados en Curvas IDR

Estos métodos maximizan las condiciones desfavorables. Pueden citarse el método del bloque (desarrollado por el Bureau of Reclamation (1977) citado por Bertoni, 1995) y el método de la intensidad instantánea (Keifer y Chu, 1957 citado por Chow et al., 1994). El primero de ellos es de gran simplicidad por lo que es habitualmente utilizado. La diferencia es que el método de la intensidad instantánea o método de Chicago sigue un enfoque analítico basado en la ecuación de la curva IDR. Al partir de una misma base ambos métodos arrojan aproximadamente los mismos resultados en términos de caudales. La crítica hacia estos métodos es que ambos tienden a maximizar las condiciones críticas puesto que superponen en un mismo hietograma todas las intensidades máximas correspondientes a las diferentes duraciones que comprende la duración total de la lluvia. Esta superposición de extremos de intensidades puede conducir a un hietograma con una recurrencia superior (o una probabilidad de ocurrencia menor en términos estadísticos) a la considerada en cada intensidad asociada a cada duración.

#### Métodos de los Bloques

El método del bloque alterno es una forma simple para desarrollar un hietograma de diseño utilizando una curva IDR. El hietograma de diseño generado especifica la lámina de lluvia que ocurre en  $n$  intervalos de tiempo sucesivos de duración  $DT$  sobre una duración total  $D = n DT$ . El número es 6-10. Después de seleccionar la recurrencia de diseño, la intensidad es determinada a partir de la curva IDR para cada una de las distintas duraciones parciales menores a  $D$ :  $DT, 2DT, 3DT, \dots, nDT$ . La lámina de lluvia en cada intervalo se obtiene de multiplicar la intensidad por la duración. Realizando diferencias entre los valores acumulados consecutivos de lámina de lluvia, se encuentra la cantidad de lluvia en cada intervalo de tiempo. Estos bloques de lluvia se reordenan en una secuencia temporal de modo que la intensidad máxima ocurra en una posición determinada. Precisamente respecto a la posición del mayor barrote surgen diferentes variantes del método a saber:

(i) Método del Bloque Alterno. Se ubica el máximo a la mitad, el siguiente a la derecha, el tercero a la izquierda del máximo y así sucesivamente. Si son 10 intervalos se ordenan de la forma: 9,7,5,3,1,2,4,6,8,10 (Chow et al., 1994).

(ii) Ubicar el mayor barrote en el 4to lugar y los demás de la siguiente manera: 6,4,3,1,2,5,7,8,9,10 (Bureau of Reclamation, 1977 citado por Bertoni 1995). A partir del 6to. Intervalo y hasta el  $t_c$  se mantiene la distribución obtenida a partir de la IDR.

(iii) Ubicar el mayor barrote de acuerdo a evidencia histórica (en base a registros) de la posición del pico en tormentas intensas y los demás de acuerdo a criterio especificado en (i). En la zona de Rosario, el valor máximo de la intensidad en tormentas intensas se presenta a 0.30-0.40 de la duración de la lluvia.

(iv) Ubicar todos los barrotes de acuerdo a evidencia histórica observada en registros de tormentas intensas.

En todos los casos el método consiste en la siguiente secuencia, habiendo adoptado de antemano un determinada recurrencia  $R$ :

- 1) Estimación del tiempo de concentración de la cuenca  $t_c$
- 2) Determinación de las precipitaciones acumuladas correspondientes a diferentes duraciones (6-10) hasta completar el  $t_c$  en base a las IDR.
- 3) Determinación de los incrementos de lluvia correspondiente a cada incremento de duración
- 4) Reacomodación de los barrotes según la variante del método.

#### Ejercicio 3.8

La ecuación indicada a continuación describe las relaciones I-D-R de una cierta localidad en la cual se proyectará una obra hidráulica de drenaje. Determinar el hietograma total de una subcuena incluida en la zona urbana, que presenta un  $t_c = 2$  hs. La recurrencia adoptada es de 10 años.

$$i = (1239 R^{0.15}) / (D+20)^{0.74}$$

$R$  está expresado en años,  $D$  en min e  $i$  en mm/h



Solución:

Tabla 3.12. Método de Bloques

Duración D (min)	Intensidad i en (mm/h)	Precipitación acumulada P(mm)	Incremento de precipitación $\Delta P$ (mm)	Hietograma Bureau of Reclamation 6,4,3,1,2,5,7,8,9,10	Hietograma Bloque Alterno 9, 7,5,3,1,2,4,6,8,10
12	134.67	26.93	26.93	5.61	3.82
24	106.39	42.56	15.62	8.27	4.84
36	89.00	53.40	10.85	10.85	6.68
48	77.09	61.67	8.27	26.93	10.85
60	68.36	68.36	6.68	15.62	26.93
72	61.64	73.97	5.61	6.68	15.62
84	56.29	78.81	4.84	4.84	8.27
96	51.92	83.08	4.27	4.27	5.61
108	48.28	86.90	3.82	3.82	4.27
120	45.18	90.36	3.46	3.46	3.46

En la Figura 3.11 se presentan las graficaciones de los dos métodos utilizados. Puede visualizarse fácilmente que la diferencia estriba en la ubicación del centro de gravedad del hietograma. El método del Bureau of Reclamation fija el centro de gravedad de la tormenta antes la mitad de la duración, en tanto que en el método del bloque alternativo el centro de gravedad se ve desplazado a la derecha.

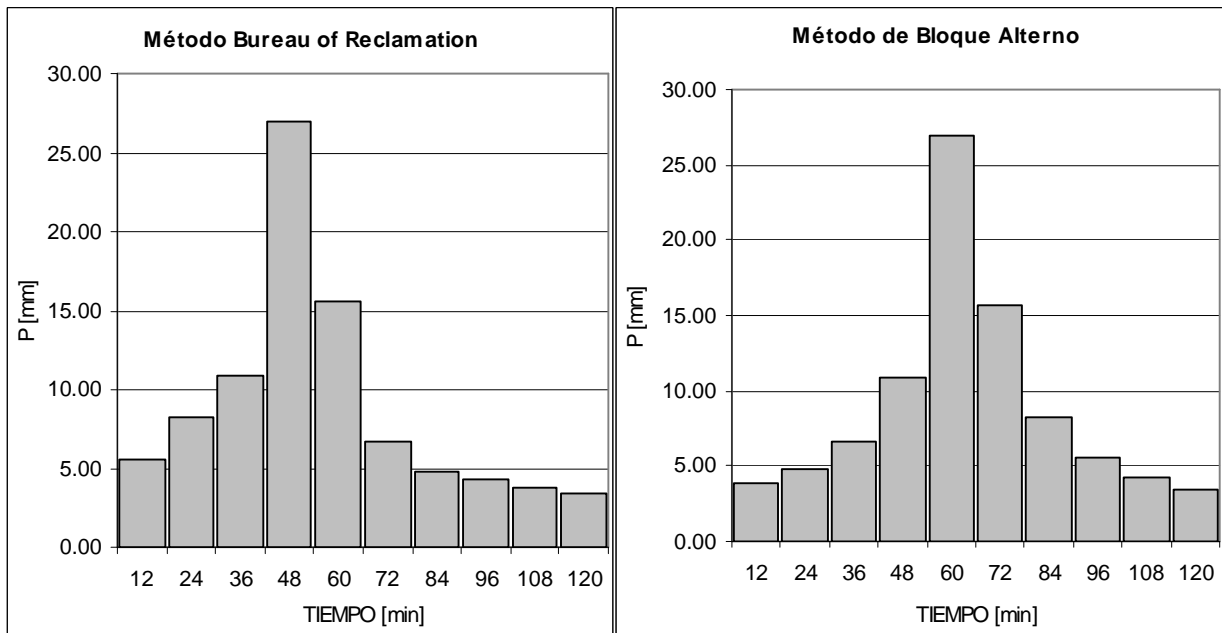


Figura 3.11. Hietograma de Diseño. Métodos de los bloques.

**Método de la Máxima Intensidad Instantánea o de Chicago**

El método de Chicago fue desarrollado por Keifer y Chu (1957) citado por Chow et al. (1994) con el objeto de determinar un modelo de tormenta para dimensionar sistemas de drenajes pluviales en áreas urbanas. Los investigadores utilizaron como caso de estudio una cuenca hidrográfica de la ciudad de Chicago (EU). Es aplicable en pequeñas cuencas, que forman parte de una cuenca mayor. Asimismo puede ser empleado en cuencas no urbanizadas. La tormenta de proyecto resultante representa una lluvia intensa de corta duración, como parte de una precipitación de mayor duración.

El método de Chicago permite cuando la ecuación de la relación IDR es conocida, el desarrollo de ecuaciones que describen la variación de la intensidad con el tiempo en el hietograma de diseño. El principio es similar al empleado en los métodos de los bloques, es decir la lámina de lluvia para un período de cualquier duración  $t_d$  alrededor del pico del hietograma es igual al valor dado por la curva IDR. La diferencia entre el método de Chicago y el del bloque alternativo es que se considera que la intensidad de precipitación varía en forma continua a través de la tormenta.

En términos prácticos la diferencia entre los métodos se suaviza aún más debido a que en la mayoría de los métodos de transformación lluvia caudal se utiliza la información en forma discreta y no continua por lo que aún considerando el método de Chicago se debe termina en un hietograma discreto. De todos modos la riqueza del método esta en descripción analítica de la intensidad en función del tiempo.

Los factores más importantes en la caracterización de la distribución temporal de la precipitación son :

- (i) volumen de lluvia que cae dentro del período de ocurrencia de la lluvia de máxima intensidad
- (ii) lluvia antecedente al período de máxima intensidad
- (iii) posición del pico de intensidad máxima

en la Figura 3.12 se esquematizan los factores enunciados.

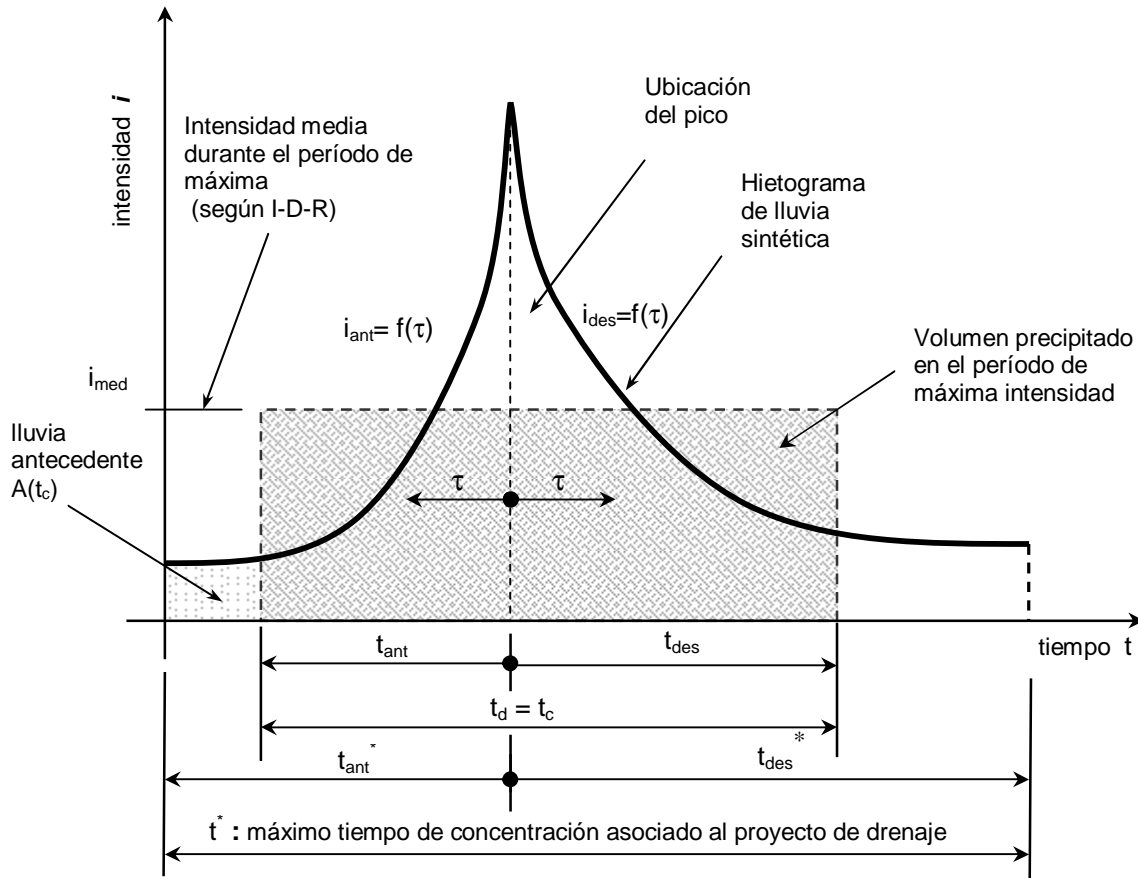


Figura 3.12. Esquema de Hietograma de Diseño basado en Máximas Intensidades Instantáneas

El hietograma sintético tiene, para la duración de lluvia deseada, la misma intensidad media,  $i_{med}$  de la curva I-D-R del sitio en estudio. La duración del período de máximas intensidades  $t_d$  puede considerarse igual al tiempo de concentración  $t_c$  de la cuenca en estudio. Una intensidad media determinada para una duración implica conocida la lámina de lluvia, la curva que representa el hietograma de Chicago es aquella que encierra un área igual a dicha lámina (ver Figura 3.13).

El coeficiente de avance del pico del hietograma CA representa la relación entre el tiempo de desde el comienzo de la periodo de máximas intensidades hasta el momento de producción del pico  $t_p$  y la duración máxima  $t_d$ . El coeficiente de avance permitirá definir los períodos antes y después del pico.

$$t_{ant} = t_d CA \tag{3.31}$$

$$t_{des} = t_d (1-CA) \tag{3.32}$$

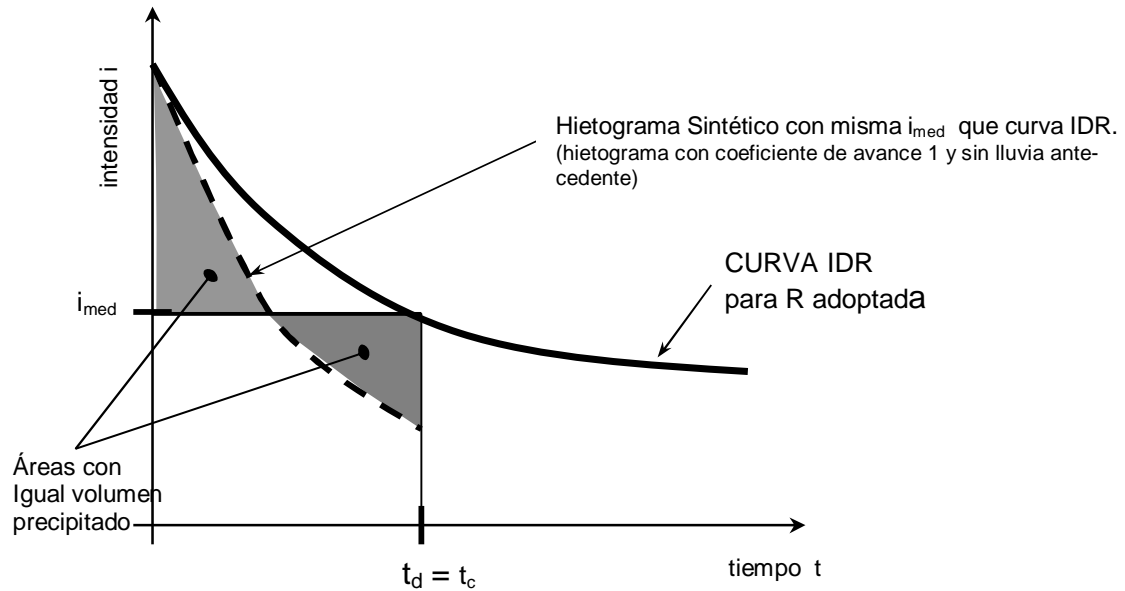


Figura 3.13. Relación Hietograma de Chicago con Curvas IDR

De acuerdo con lo que se presenta en la Figura 3.13, el método de Chicago supone que dos curvas  $i_{ant} = f(\tau)$  con  $0 \leq \tau \leq t_{ant}$  e  $i_{des} = f(\tau)$  con  $0 \leq \tau \leq t_{des}$  se ajustan a las intensidades de lluvia del hietograma,  $i_{ant}$  e  $i_{des}$  son las intensidades de lluvia antes y después del pico. La cantidad total de lluvia  $P$  caída durante el período  $t_d$  está dada por el área bajo la curva:

$$P = \int_0^{CA t_d} f(\tau) d\tau + \int_0^{(1-CA) t_d} f(\tau) d\tau \tag{3.33}$$

Cuando  $\tau = t_{ant}$  en el sector antes del pico y  $\tau = t_{des}$  en el sector después del pico, es claro que  $f(t_{ant}) = f(t_{des})$  para cualquier  $t_d$ . Diferenciando la ec. (3.33) con respecto a  $t_d$  se llega a que:

$$\frac{dP}{dt_d} = f(t_{ant}) = f(t_{des}) \tag{3.34}$$

Si las intensidad de la lluvia promedio para una duración  $t_d$  es  $i_{med}$  entonces la lámina de lluvia en el período  $t_d$  es:

$$P = t_d i_{med} \tag{3.35}$$

Dado que  $i_{med}$  es función de  $t_d$ , diferenciando la ec. (3.35) e igualando a ec. (3.34) se llega a:

$$\frac{dP}{dt_d} = i_{med} + t_d \frac{di_{med}}{dt_d} = f(t_{ant}) = f(t_{des}) \tag{3.36}$$

La intensidad media para una determinada recurrencia fue definida por los autores del método de Chicago de la manera:

$$i_{med} = \frac{a}{(b + t_d)^n} \tag{3.37}$$

Derivando la ec. (3.37) y reemplazando en ec. (3.36) pueden hallarse las ecuaciones de las funciones de intensidad del hietograma antes y después del pico:

$$i_{ant} = a \left\{ \left[ (1-n) \frac{\tau}{CA} + b \right] / \left[ \frac{\tau}{CA} + b \right]^{(1+n)} \right\} \quad \text{antes del pico } 0 \leq \tau \leq t_{ant} \tag{3.38}$$

$$i_{des} = a \left\{ \left[ (1-n) \frac{\tau}{(1-CA)} + b \right] / \left[ \frac{\tau}{(1-CA)} + b \right]^{(1+n)} \right\} \quad \text{después del pico } 0 \leq \tau \leq t_{des} \quad (3.39)$$

La duración total del hietograma de Chicago fue definida en base al máximo tiempo de concentración asociado al proyecto de drenaje. En Chicago Keifer y Chu (1957) citado por Bertoni et al. (1995) propusieron  $t_c^* = 180$  min. en tanto que en Brasil, Díaz (1988) citado por Bertoni et al., (1995) observó en varias ciudades un valor de  $t_c^* = 240$  min.

La lluvia antecedente resulta de multiplicar la diferencia de precipitaciones por el coeficiente de avance, por lo tanto:

$$A(t_c) = CA [P(t_c^*) - P(t_c)] \quad (3.40)$$

Díaz (1988) citado por Bertoni et al., (1995) obtuvo algunos valores de  $A(t_c)$  :

Tabla 3.13. Valores de lluvia antecedente

$t_c(\text{min})$	30	60	90	120	150	180	240
$A(t)$ med (mm)	9.60	6.55	6.45	5.48	3.72	2.08	0

**Ejercicio 3.9**

Determinar el hietograma de proyecto y la altura de lluvia antecedente correspondiente a la lluvia total, mediante la aplicación del Método de Chicago, para un colector secundario perteneciente a un sistema de desagües pluviales. Adoptar una recurrencia de  $R=10$  años.

- La cuenca de aporte tiene las siguientes características topográficas:

Área de cuenca =  $6 \text{ km}^2$

Longitud del curso principal =  $800 \text{ m}$

Pendiente media curso de agua  $0,20 \text{ m/km}$

- El coeficiente de avance estimado es  $CA = 0,35$ , y el tiempo máximo asociado al sistema de drenaje es de  $t_c^* = 120 \text{ min}$ .

- La ecuación general de las curvas IDR del lugar es:  $i = (1239 R^{0.15}) / (t+20)^{0.74}$  con  $R$  en años;  $t$  en minutos e  $i$  en  $\text{mm/h}$ .

- El tiempo de concentración de la cuenca puede calcularse mediante:  $t_c = 3.989 L^{0.77} S^{-0.385}$  con  $L$  en  $\text{km}$  y  $S$  en  $\text{m/m}$ .

**Solución:**

La ec. de intensidad puede escribirse como:  $i = a / (b+t)^n$  donde  $a = 1239 10^{0.15} = 1750.13$ ;  $b = 20$ ;  $n = 0.74$ .

La duración de la lluvia = tiempo de concentración es  $t_d = t_c = 3.989 0.8^{0.77} 0.0002^{-0.385} = 90 \text{ min}$

Los tiempos antes y después al pico:

$$t_{ant} = CA t_d = 0,35 90 = 31.5 \text{ min}$$

$$t_{des} = (1- CA) t_d = 0,65 90 = 58.5 \text{ min}$$

$$t_{ant}^* = CA t_d^* = 0,35 120 = 42.0 \text{ min}$$

$$t_{des}^* = (1 - CA) t_d^* = 0,65 120 = 78.0 \text{ min}$$

Las ecuaciones de la intensidad antes y después del pico son:

$$i_{ant} = 1750.13 [(1-0.74) (\tau / 0.35) + 20] / [(\tau / 0.35) + 20]^{(1+0.74)}$$

$$i_{des} = 1750.13 [(1-0.74) (\tau / (1-0.35)) + 20] / [(\tau / (1-0.35)) + 20]^{(1+0.74)}$$

La lluvia antecedente se calcula determinando la precipitaciones para  $t_c = 90 \text{ min}$  y  $t_c^* = 120 \text{ min}$

$$P(R=10 \text{ años}; t_c=90 \text{ min}) = 90 \times 1750.13 / (90 + 20)^{0.74} / 60 = 90 \times 54.0 / 60 \text{ mm} = 81.0 \text{ mm}$$

$$P(R=10 \text{ años}; t_c=120 \text{ min}) = 120 \times 1750.13 / (120 + 20)^{0.74} / 60 = 120 \times 45.2 / 60 \text{ mm} = 90.4 \text{ mm}$$

$$A(t) = 0.35 (72.5 - 64.29) \text{ mm} = 2.87 \text{ mm}$$

En la Figura 3.14 se representa gráficamente el hietograma obtenido.

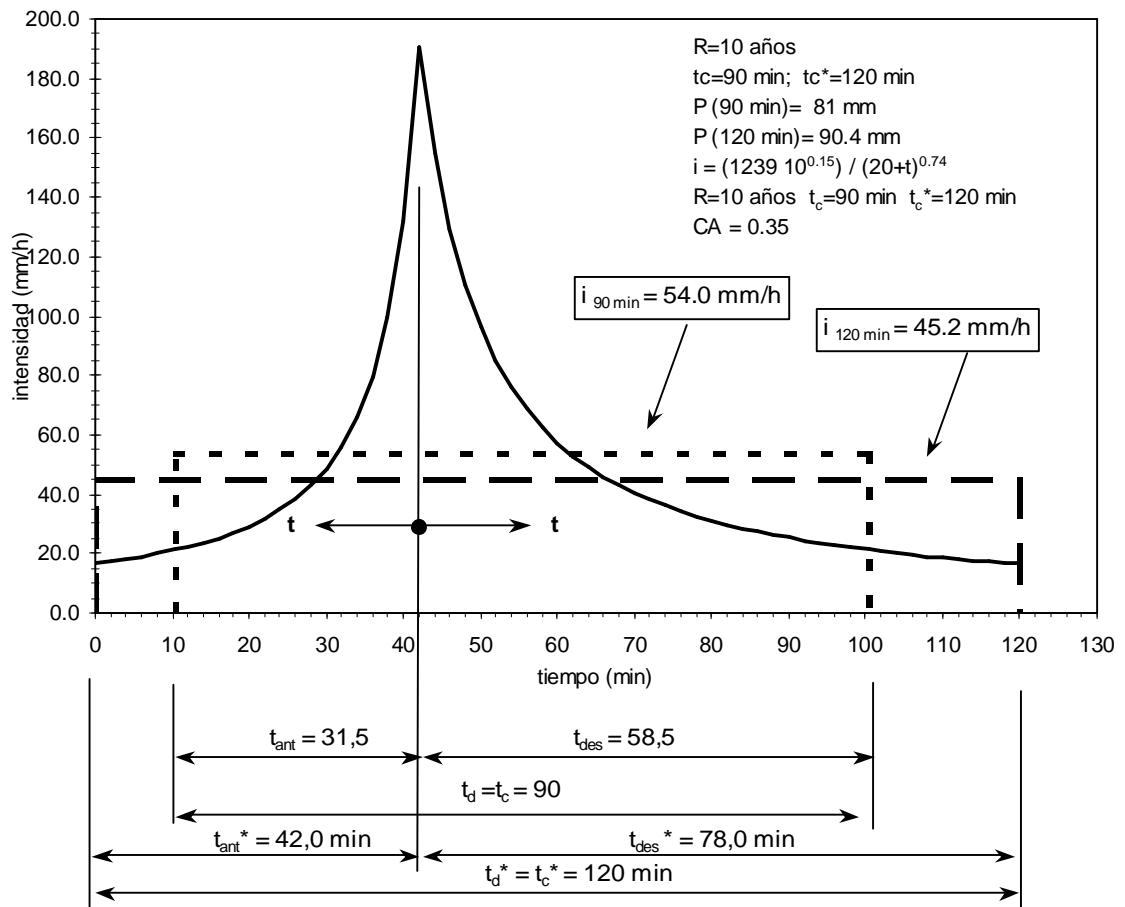


Figura 3.14. Hietograma de Chicago (Ejercicio 3.9)

Tabla 3.14. Valores Hietograma de Chicago (Ejercicio 3.9)

$\tau$	$i(\text{mm/h})$	$\Delta P(\text{mm})$	$P(\text{mm})$	$\tau$	$i(\text{mm/h})$	$\Delta P(\text{mm})$	$P(\text{mm})$
42.0	16.5	0.0	0.0	18.0	57.2	2.0	62.0
40.0	17.2	0.6	0.6	20.0	52.8	1.8	63.9
38.0	18.0	0.6	1.2	22.0	49.0	1.7	65.6
36.0	18.9	0.6	1.8	24.0	45.7	1.6	67.1
34.0	19.9	0.6	2.4	26.0	42.9	1.5	68.6
31.5	21.3	0.9	3.3	28.0	40.3	1.4	70.0
30.0	22.2	0.5	3.8	30.0	38.1	1.3	71.3
28.0	23.6	0.8	4.6	32.0	36.0	1.2	72.5
26.0	25.2	0.8	5.4	34.0	34.2	1.2	73.7
24.0	27.1	0.9	6.3	36.0	32.6	1.1	74.8
22.0	29.2	0.9	7.2	38.0	31.1	1.1	75.9
20.0	31.7	1.0	8.2	40.0	29.8	1.0	76.9
18.0	34.7	1.1	9.3	42.0	28.5	1.0	77.9
16.0	38.4	1.2	10.5	44.0	27.4	0.9	78.8
14.0	42.9	1.4	11.9	46.0	26.3	0.9	79.7
12.0	48.5	1.5	13.4	48.0	25.4	0.9	80.6
10.0	55.8	1.7	15.2	50.0	24.5	0.8	81.4
8.0	65.7	2.0	17.2	52.0	23.6	0.8	82.2
6.0	79.4	2.4	19.6	54.0	22.9	0.8	83.0
4.0	99.8	3.0	22.6	56.0	22.1	0.8	83.7
2.0	132.3	3.9	26.5	58.0	21.3	0.9	84.6
0.0	190.7	5.4	31.8	60.0	20.8	0.5	85.1
2.0	154.6	5.8	37.6	62.0	20.2	0.7	85.8
4.0	129.1	4.7	42.3	64.0	19.7	0.7	86.5
6.0	110.3	4.0	46.3	66.0	19.2	0.6	87.1
8.0	96.0	3.4	49.8	68.0	18.7	0.6	87.8
10.0	84.8	3.0	52.8	70.0	18.2	0.6	88.4
12.0	75.8	2.7	55.4	72.0	17.7	0.5	88.9
14.0	68.4	2.4	57.9	74.0	17.3	0.5	89.4
16.0	62.3	2.2	60.0	76.0	16.9	0.5	90.9
				78.0	16.5	0.5	90.4

**Ejercicio 3.10**

Construir el Hietograma de Chicago considerando un  $t_c = 120$  min (considerar  $t_c^* = 120$  min) y discretizarlo en 10 intervalos. Comparar el hietograma resultante con determinado con el método del Bureau of Reclamation en Ejercicio 3.8.

Solución:

Los tiempos antes y después al pico considerando  $t_d = t_c = 120$  min :

$$t_{ant} = t_{ant}^* = CA t_d = 0,35 \cdot 120 = 42.0 \text{ min}$$

$$t_{des} = t_{des}^* = (1 - CA) t_d = 0,65 \cdot 120 = 78.0 \text{ min}$$

Nótese que las ecuaciones de ambas curvas son iguales a las del Ejercicio 3.9. La discretización en 10 intervalos conduce a barros con los siguientes valores de lluvia:

Tabla 3.15. Comparación Hietogramas. Método de los Bloques Bureau of Reclamation y Método de Chicago

Tiempo (m)	Hietograma Bureau of Reclamation (mm)	Hietograma Chicago (mm)
12	5.61	3.8
24	8.27	5.5
36	10.85	10.3
48	26.93	26.7
60	15.62	15.7
72	6.68	9.3
84	4.84	6.6
96	4.27	5.1
108	3.82	4.2
120	3.46	3.6

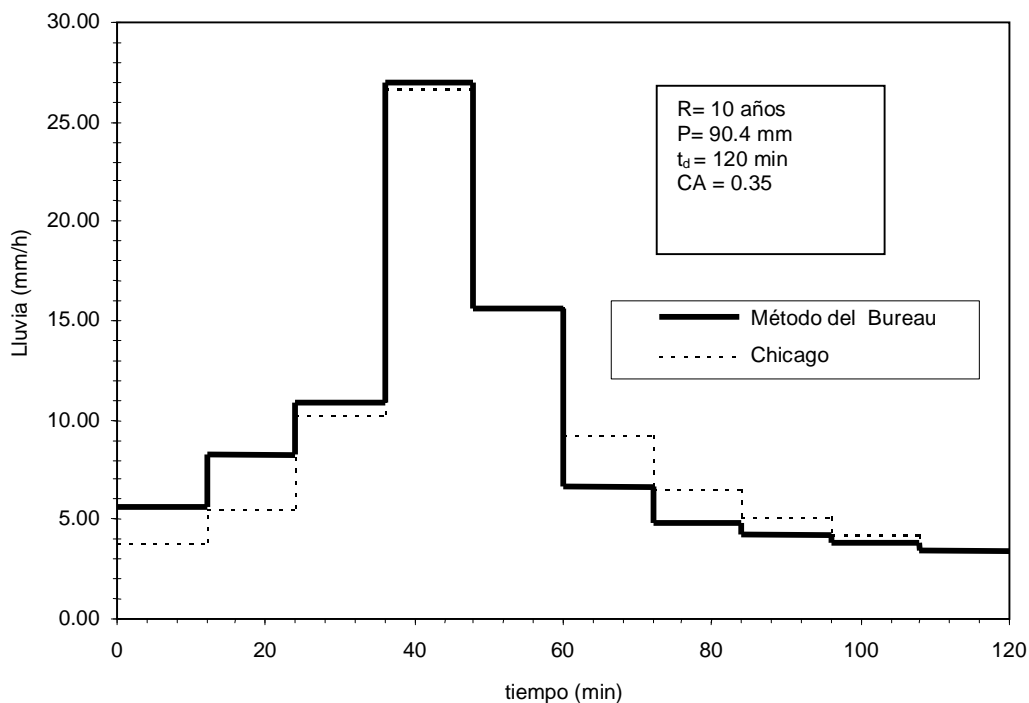


Figura 3.15. Comparación Hietogramas. Método de los Bloques Bureau of Reclamation y Método de Chicago

**Nota respecto a nomenclatura:** es indistinto simbolizar a la duración de la lluvia con  $D$ ,  $t_d$  o  $T_D$  y al tiempo de concentración con  $t_c$  o  $T_c$ .

### 3.3.6.2 Método basado en Patrones Temporales

Analizando los eventos de tormentas observado, puede determinarse la distribución temporal de precipitación en tormentas típicas. Este método fue estudiado entre otros por Hershfield (1961) (citado por Bertoni, 1995) y consiste en la determinación de perfiles tipos definidos a partir del estudio estadístico de una gran número de tormentas intensas. Se estudiaron una gran cantidad de tormentas y se determinaron curvas medias para todas las duraciones porcentaje del total precipitado versus porcentaje de duración de las tormentas. El Servicio de Conservación de Suelos (SCS) de Estados Unidos (citado por Chow et al., 1994) desarrollo hietogramas sintéticos de tormentas para utilizarse en los Estados Unidos con duraciones de tormentas de 6 y 24 horas. Estos hietogramas se dedujeron al utilizar la información presentada por Hershfield (1961) (citado por Chow et al., 1994) y Miller, Frederick y Tracey (1973) (citado por Chow et al., 1994) y datos adicionales.

En la Figura 3.16 se presentan los patrones temporales determinados por Hershfield (1961) (citado por Bertoni, 1995) y los patrones determinados por el SCS para duraciones de lluvias de 6 y 24 horas y para tormentas originadas en climas no marítimos.

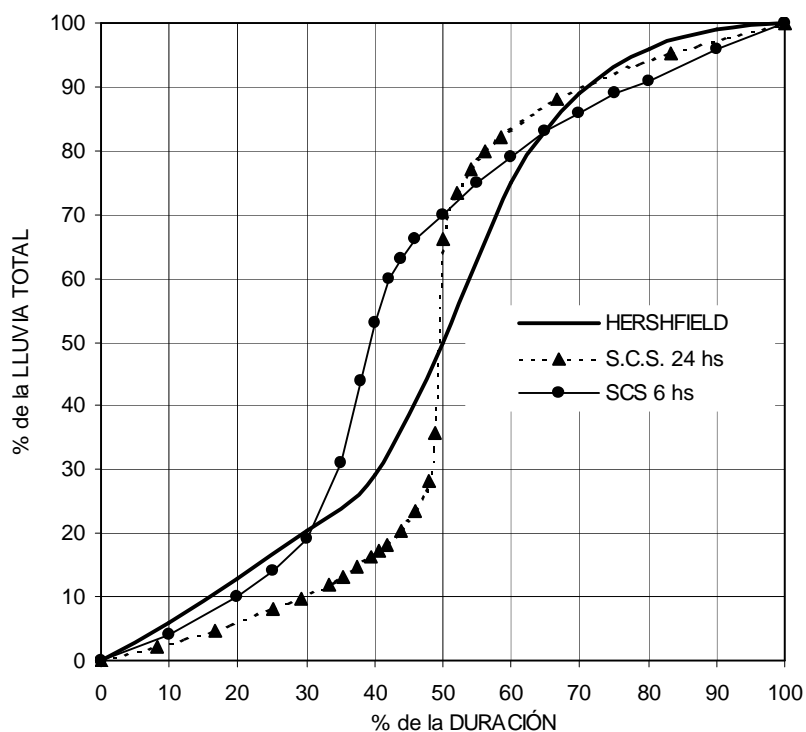


Figura 3.16. Patrones Temporales Típicos determinados por Hershfield (1961) (citado por Bertoni, 1985) y por el SCS de Estados Unidos (citado por Chow et al., 1994)

### 3.3.6.3 Método basado en Patrones Temporales por Períodos

Otro método de distribución temporal de tormentas es el método de Huff (1967) (citado por Chow et al., 1994). Este método está basado en la función de distribución acumulada y parte de las tormentas desagregadas arribando a distribuciones empíricas de frecuencia acumulada para porcentajes de lámina de lluvia.

El autor clasificó las tormentas en cuatro grupos. A su vez, la duración de cada tormenta fue dividida en cuatro partes denominada cuartiles. De acuerdo a esos criterios las tormentas fueron clasificadas y agrupadas en función de la ubicación del cuartil donde ocurre la mayor intensidad. En cada uno de los cuatro grupos fue realizado un análisis estadístico, con el objeto de obtener las curvas de distribución temporal, asociadas a una probabilidad de ocurrencia.

La región en estudio para la obtención de datos fue una zona de 1000 km<sup>2</sup> en Illinois (Estados Unidos). Se analizaron 261 tormentas con duraciones desde 30 minutos a 48 horas.

Una tormenta fue definida como el período de lluvia separada de la precipitación anterior por un intervalo sin llover de 6 horas o más. El criterio que se adoptó para considera una tormenta como intensa se basó en el valor de lluvia media en la red de puestos. Fueron consideradas como intensas las lluvias que superaron una lluvia media de 13 mm en la red, o aquellas en que en uno o más puestos se registraron valores por encima de 25.4 mm.

Las distribuciones temporales fueron expresadas en términos de probabilidades, debido a grandes variaciones encontradas en las distribuciones entre las tormentas. Las Figuras 3.17 a 3.20 muestran las distribuciones temporales asociadas a probabilidades de ocurrencia para las tormentas en los cuatro cuartiles, y reflejan la distribución media de lluvia con el tiempo.

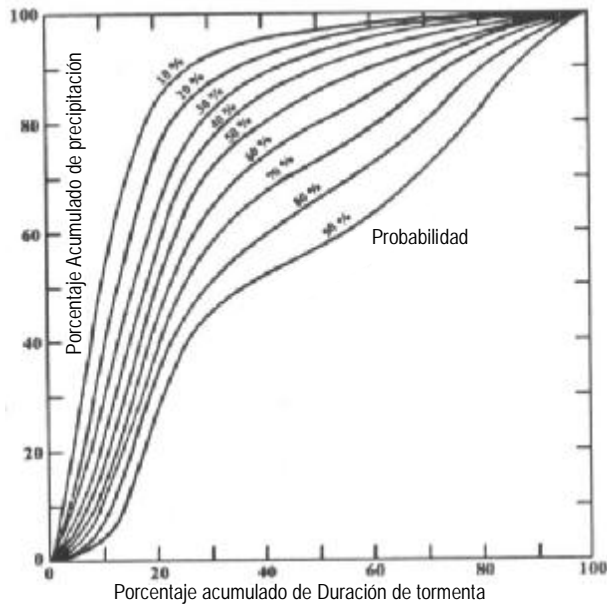


Figura 3.17. Distribuciones temporales de lluvias con mayor intensidad en 1er. cuartil

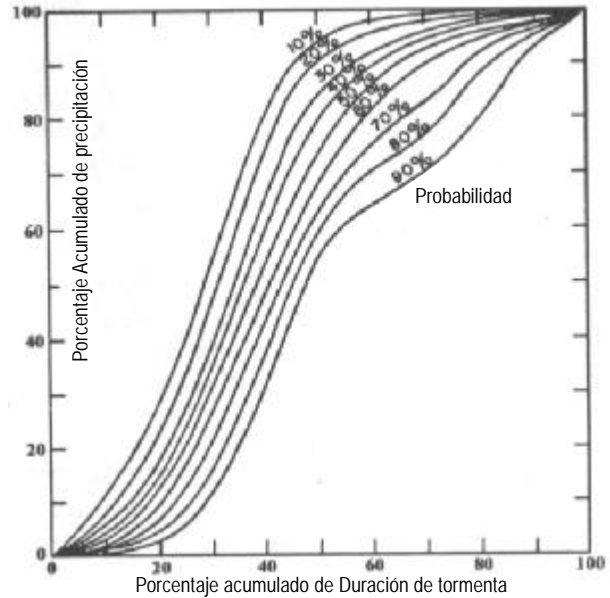


Figura 3.18. Distribuciones temporales de lluvias con mayor intensidad en 2do. cuartil

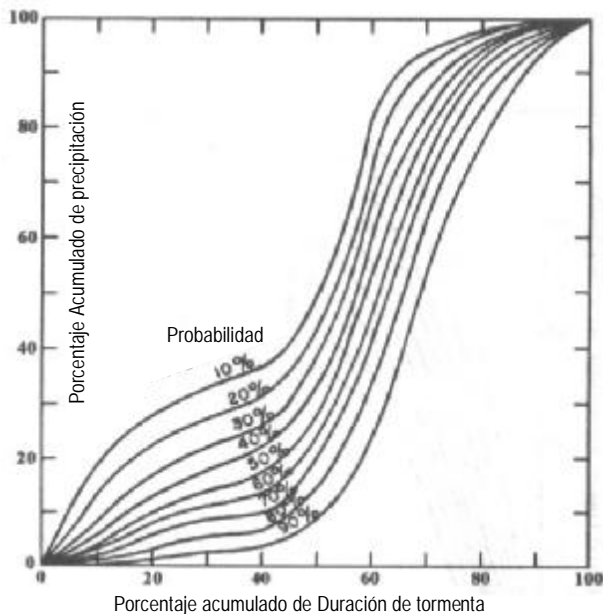


Figura 3.19. Distribuciones temporales de lluvias con mayor intensidad en 3er. cuartil

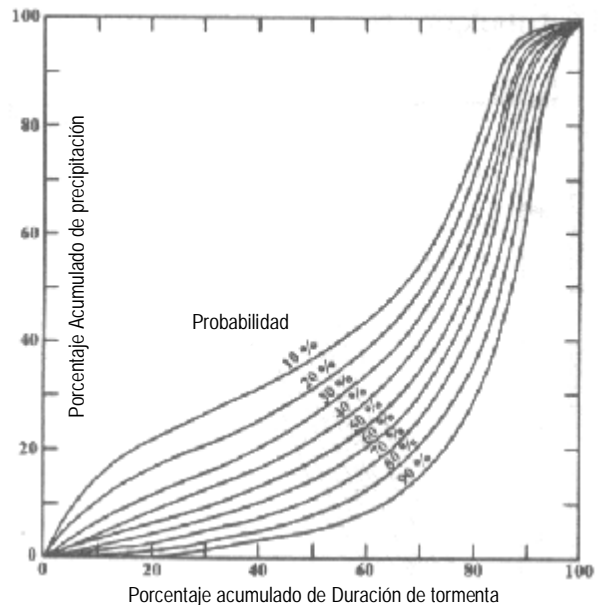


Figura 3.20. Distribuciones temporales de lluvias con mayor intensidad en 4to. cuartil

Fuente Figuras 3.17 a 3.20: Huff (1967) citado en Zahed y Marcellini (1995)

En la Tabla 3.16 se presenta la frecuencia de las tormentas en los cuartiles, las que pueden ser usadas con las curvas por cuartiles para obtener la probabilidad total de una curva seleccionada.



Tabla 3.16. Frecuencia de las Tormentas en los cuartiles. Fuente Zahed y Marcellini (1995)

Cuartil	1ro.	2do.	3ro.	4to.
Frecuencia %	30	36	19	15

Por ejemplo para determinar la probabilidad total de la curva del 10% para una lluvia con máxima intensidad en el 1er. Cuartil (Figura 3.17) en la cual cerca del 95% de la lluvia ocurre en la primera mitad de la tormenta, se considera la Tabla 3.16 que indica que las tormentas con máximos en el 1er. Cuartil ocurren en el 30% de los casos. La probabilidad total de ocurrencia resultará de cruzar el 10% y el 30% ( $0.101 \times 0.30 = 0.03$ ) aproximadamente el 3%.

Las tormentas de gran duración, donde la lluvia es más distribuida se encuadran en las tormentas del primer cuartil, con probabilidades del 90%.

De las tormentas analizadas, 42% correspondieron a duraciones menores a 12 horas, 33% a duraciones entre 12 y 24 horas y 25% a duraciones superiores a 24 horas.

**Ejercicio 3.11**

Se desea conocer el hietograma de proyecto determinado por el método de Huff a partir de la tormenta planteada en el Ejercicio 3.10,  $P = 90.4 \text{ mm}$ ,  $R = 10 \text{ años}$ ,  $CA = 0.35$  y  $D = 2 \text{ horas}$ . Comparar con Hietograma originado en Método de Chicago.

**Solución:**

Hallar una correspondencia entre la probabilidad asociada al IDR y la probabilidad de ocurrencia del Método de Huff no es simple. Para simplificar el análisis consideraremos que para lograr una probabilidad de ocurrencia total según el método de Huff para tormentas con máximos en el 2do. cuartil de 0.10 (1/10 años). Dado que la frecuencia de las tormentas con máximo en el 2do. cuartil es de 0.36 (Tabla 3.16), para lograr una probabilidad total de ocurrencia de 0.10, corresponde una probabilidad de ocurrencia de  $0.10/0.36 = 0.28 \hat{a} \sim 30\%$

A partir del  $CA = 0.35$  se considera una lluvia con máxima intensidad en el 2do. cuartil. Se considera un intervalo de duración de 12 min. Ingresando a la curva de 30% de la Figura 3.18 se determinan los siguientes valores acumulados:

Tabla 3.17. Hietograma Método de Huff (2do. cuartil) con 10% de Probabilidad de ocurrencia

$\Delta t$ (min)	% de duración	% de P acumulada	% parcial en el intervalo	$\Delta P$ (mm)
12	10	5.0	5.0	4.5
24	20	18.5	13.5	12.2
36	30	39.0	20.5	18.5
48	40	66.0	27.0	24.4
60	50	84.5	18.5	16.7
72	60	91.0	6.5	5.9
84	70	95.0	4.0	3.6
96	80	97.5	2.5	2.3
108	90	99.0	1.5	1.4
120	100	100.0	1.0	0.9
Total			100	90.4

Puede observarse que el método de los patrones temporales por períodos aplicando los valores establecidos por Huff, generan un hietograma con mayor concentración de lluvia en la primera mitad de la duración. En lo que respecta a valor máximo de lluvia en un barrote se observa una cuasi-coincidencia entre ambos métodos.

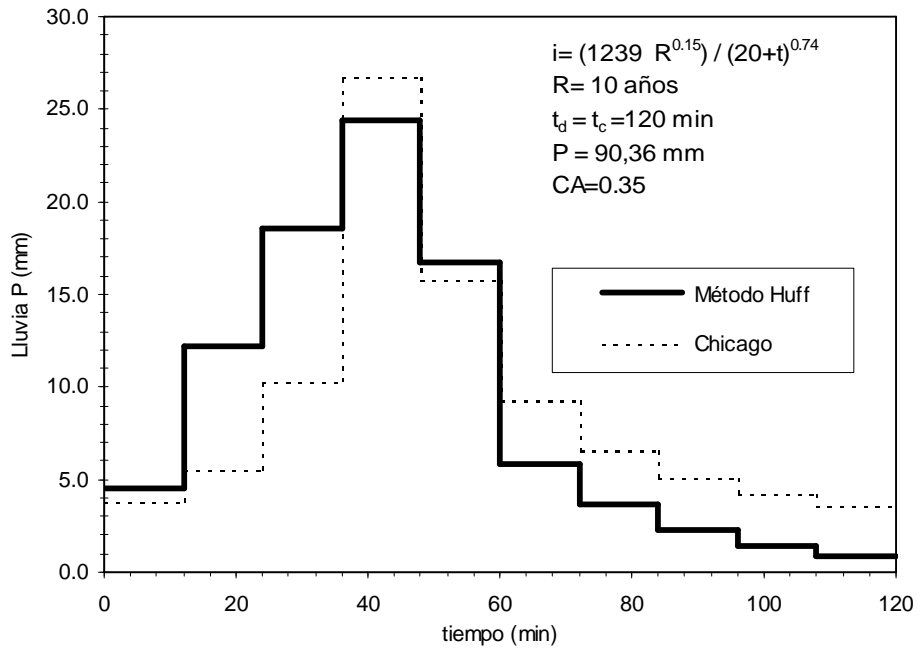


Figura 3.21. Comparación Método de Huff y Chicago. P= 90.4 mm,  $t_d = 120$  min y R= 10 años

**Incidencia de la Probabilidad**

Es interesante analizar la incidencia de la probabilidad en las posibles conformaciones de los histogramas asociados. En la Figura 3.22 se presentan los histogramas asociados a 10%, 30%, 50% y 90% de probabilidad para lluvias con el máximo en el 2do. cuartil.

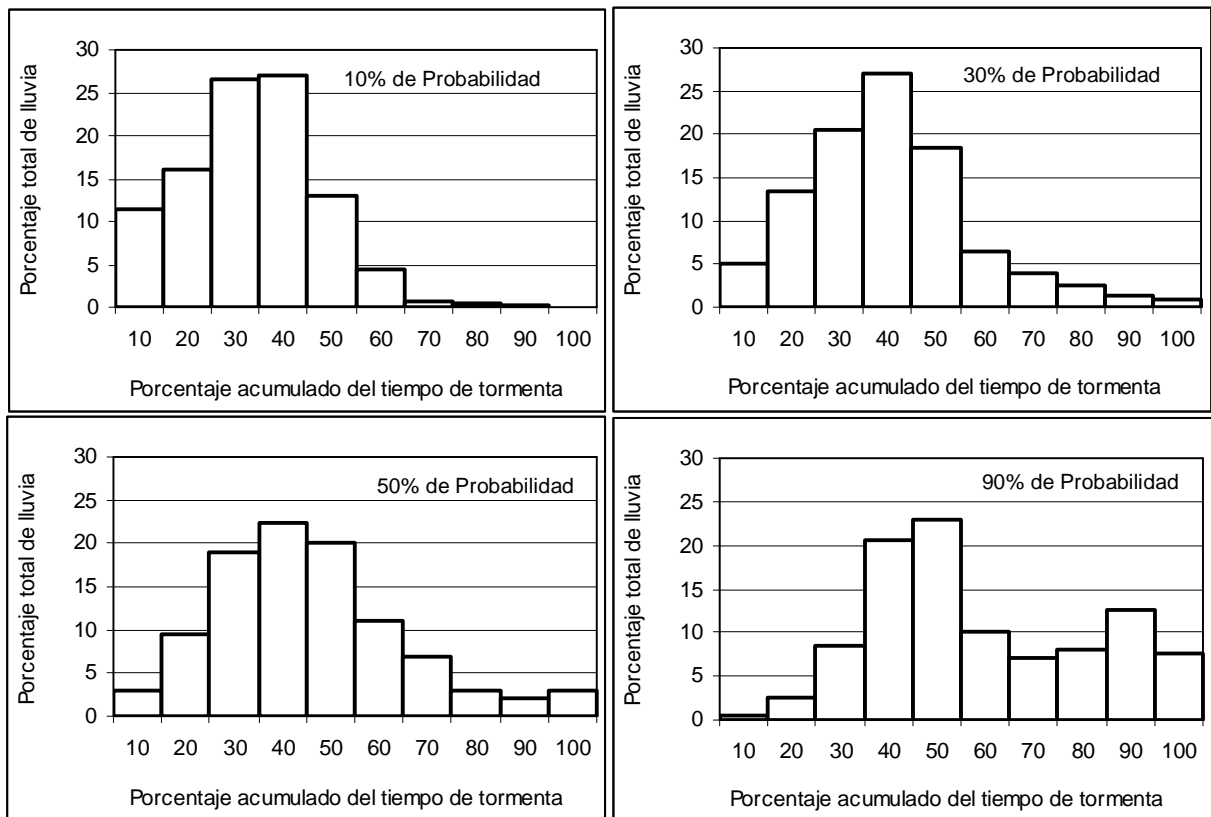


Figura 3.22. Histogramas de Tormentas con máximo en el 2do. cuartil.

Puede observarse que los histogramas de mayor probabilidad de ocurrencia presentan una disminución de los valores de los mayores barrotos y tienen el centro de gravedad desplazado hacia la derecha con

una distribución más uniforme de lámina a lo largo de la duración. El histograma de 50% representa un patrón de lluvias acumuladas que es igualado o excedido por la mitad de las tormentas. El histograma de 90% puede interpretarse como una distribución de tormenta en la que los valores acumulados en función de la duración serán igualados o excedidos en el 90% de las tormentas.

**Variantes del Método**

Si bien Huff aplicó el método en una región en particular originando patrones de distribución aplicables en esa región (centro este de Illinois, Estados Unidos) y difícilmente extrapolables a otras regiones (salvo verificación previa) constituye una metodología factible de aplicar en cualquier región donde existan registros de distribución internas de lluvias. Además, es posible mejorar la definición de tormenta aumentando la cantidad de grupos de tormentas, clasificando en 6 o 10 grupos. En este caso cada tormenta estará dividida en seis partes (sextiles) o 10 partes (deciles).

Dasso (2003) ejemplifica sintéticamente el modo de construir los patrones. La autora presenta algunos hietogramas obtenidos en la Estación Ceres (provincia de anta Fe). En este caso se realizó un clasificación adicional respecto a la duración de la tormenta, estableciéndose la conveniencia de generar patrones para tormentas con duraciones menores o iguales a 2 horas y patrones para duraciones superiores a las 2 horas. La división de cada tormenta fue en sextiles. Por otra parte Caamaño Nelli et al. (1994) aplicaron el Método de Huff a tormentas de la Estación La Suela (región serrana de Córdoba al oeste de Alta Gracia).

**3.3.6.4 Método basado en el Ordenamiento de Intervalos**

Pilgrim y Cordery (1975) (citado por Chow et al., 1994) desarrollaron un método de análisis de hietogramas basado en el ordenamiento de los intervalos de tiempo de una tormenta teniendo en cuenta la lámina de precipitación que ocurre en cada uno de ellos y repitiendo este procedimiento en muchas tormentas de la región. Sumando el orden de cada intervalo, puede obtenerse la forma típica del hietograma. El método es el estándar para diseño hidrológico en Australia.

Según Dasso (2003) la descripción del método puede ser mejor comprendida con el ejemplo presentado en la Tabla 3.18. Si se cuenta con tres tormentas clasificadas como I, II y III, y se desea obtener la tormenta tipo el método consiste en (Dasso, 2003):

- a) Desagregar las tormentas medidas en un número fijo de intervalos de tiempo y calcular en cada uno el porcentaje de lámina por intervalo (en este caso sextiles, es decir 1/6 de la duración). (cuadrante superior de la Tabla 3.18)
- b) Establecer un orden según dicho porcentaje, asignando un valor 1 al intervalo con mayor porcentaje de lluvia, un valor 2 al segundo intervalo en porcentaje de lluvia y así sucesivamente (cuadrante superior derecho)
- c) Promediar por intervalos los órdenes sobre el total de tormentas (cuadrante inferior derecho). Asignar el pico a la posición con menor promedio (1.33 en el ejemplo), la segunda magnitud al segundo valor (2) y así sucesivamente.
- d) Obtener porcentajes de lámina del hietograma tipo por intervalo (cuadrante inferior izquierdo) promediando los correspondientes a cada número de orden en el total de las tormentas. Así la medida de los porcentajes de lluvia con posición original 1 (resaltado en negrita en la Tabla 3.18) es el porcentaje del pico  $((44+40+42)/3)$ , el segundo valor máximo se ubicara en la posición 3º y resultará de promediar todos los segundos  $((30+35+25)/3)$  y así sucesivamente.

Tabla 3.18. Cálculo de un hietograma según Pilgrim, Cordery y French (1969) citado por Dasso (2003).  
Fuente: Dasso (2003)

Tormenta	Porcentaje de lámina por sextil						Orden del sextil					
	1º	2º	3º	4º	5º	6º	1º	2º	3º	4º	5º	6º
I	15	<b>44</b>	30	6	4	1	3	1	2	4	5	6
II	10	35	<b>40</b>	8	5	2	3	2	1	4	5	6
III	25	<b>42</b>	18	8	5	2	2	1	3	4	5	6
Tipo	14	<b>42</b>	30	7	5	2	2.67	1.33	2	4	5	6

Dasso (2003) comparó hietogramas tipo acumulados, generados por el método de Huff y por el presente método, para tormentas con iguales características y en la misma estación. La autora observó que los patrones son muy similares. Según Dasso (2003) estos resultados permiten sugerir que no se deseche a priori la técnica de Pilgrim et al., pese a que, al arreglar el diseño del hietograma (promediando valores ocurridos en intervalos diferentes de distintas lluvias), asocia distribuciones de baja probabilidad con láminas poco frecuentes y aumenta la recurrencia real de las tormentas estimadas.

### 3.3.6.5 Método del Hietograma Triangular

El hietograma con forma triangular es una de las formas más simples de representar la distribución interna de una tormenta a partir de conocer la lámina total  $P$ , la duración  $t_b$  y el posicionamiento del pico  $CA$ . De acuerdo con la Figura 3.23 el largo de la base del triángulo representa la duración de la tormenta  $t_d$ , y la altura del triángulo está dada por  $h$ , por lo que la lámina total de precipitación en el hietograma esta dada por:

$$P = 0.5 t_d h \tag{3.41}$$

y la altura o intensidad máxima resulta:

$$h = 2P / t_d \tag{3.42}$$

El coeficiente de avance se define por el cociente entre el tiempo antes del pico y la duración:

$$CA = t_{ant} / t_d \tag{3.43}$$

y el tiempo después del pico o de recesión se define como:

$$t_{des} = t_d - t_{ant} = (1 - CA) t_d \tag{3.44}$$

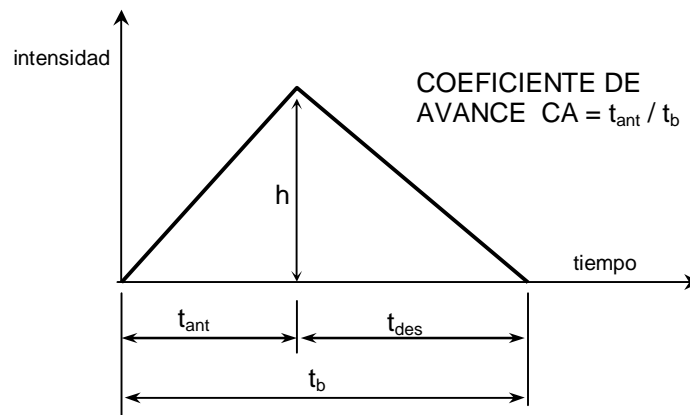


Figura 3.23. Hietograma Triangular

Un valor de  $CA = 0.50$  corresponde a una intensidad pico que ocurre en la mitad de la duración, en tanto que  $CA < 0.50$  corresponde a un pico que se presenta antes de la mitad de la duración y un valor  $CA > 0.50$  indica que el pico es posterior a la mitad de la duración. Los valores más apropiados para  $CA$  deben obtenerse de análisis regionales de tormentas intensas para distintas duraciones.

Chow et al. (1994) presenta valores de  $CA$  para tormentas en distintas zonas de Estados Unidos, los cuales están entre 0.30 – 0.50.

Riccardi (2000) presenta valores del Coeficiente de Avance en función de la duración de la tormentas, determinados en Rosario, Argentina en una serie desde 1986 a 1998. Los valores se presentan en la Tabla 3.19. Considerando la serie completa de tormentas el valor medio de  $CA$  es 0.36 para todas las duraciones.

Riccardi (2000) afirma que la tendencia mayoritaria de las tormentas en la Estación Rosario-Aero fue distribuirse triangularmente, corroborándose la conformación de hietogramas triangulares como se determinó en

la estación Sapucaí (Zimmermann, 1998) distante a 150 km de Rosario Aero. Una porción menor de las tormentas estudiadas tiende a las formas con ramas de hipérbolas.

Se considera que la distribución triangular constituye una herramienta sencilla y representativa de la región de Rosario.

Debe destacarse que la adopción de un hietograma triangular conduce a valores puntuales de intensidad menores a los que se generan con los método de las máximas intensidades (bloques, Chicago) por lo que es recomendable corroborar siempre la aceptabilidad de la hipótesis de hietograma triangular al considerar tormentas intensas.

Tabla 3.19. Coeficiente de Avance en Estación Rosario Aero, Argentina.

	Coeficiente de Avance	
	Valor Medio	Desvio
Serie Completa	0.36	0.27
$d \leq 1$ h	0.37	0.25
$1 \text{ h} < d \leq 2$ h	0.36	0.27
$2 \text{ h} < d \leq 4$ h	0.31	0.26
$d \geq 4$ h	0.44	0.33

**Ejercicio 3.12**

Determinar un hietograma triangular en el caso de la precipitación analizada en Ejercicios 10 y 11,  $P = 90.4$  mm,  $R = 10$  años,  $CA = 0.35$  y  $t_d = 2$  horas. Comparar con Hietograma originado en Método de Chicago, discretizando en 10 partes la duración.

Solución:

$t_d = 2$  h

$P = 90.4$  mm

$I_{max} = h = 2 \times 90.4 \text{ mm} / 2 \text{ h} = 90.4 \text{ mm/h}$

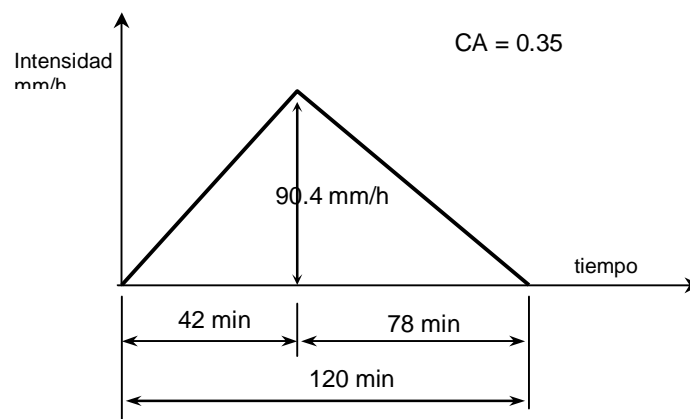


Figura 3.24. Hietograma Triangular  $P= 90.4$  mm;  $t_d= 120$  min;  $CA= 0.35$

Agregando el hietograma triangular cada 12 minutos se llega a un hietograma como el que se muestra en la Figura 3.25 donde, además, se lo superpone con el hietograma generado por el método de Chicago. En la comparación claramente puede observarse que el método del hietograma triangular subvalora el mayor barrote respecto a cualquiera de los métodos de las máximas intensidades.

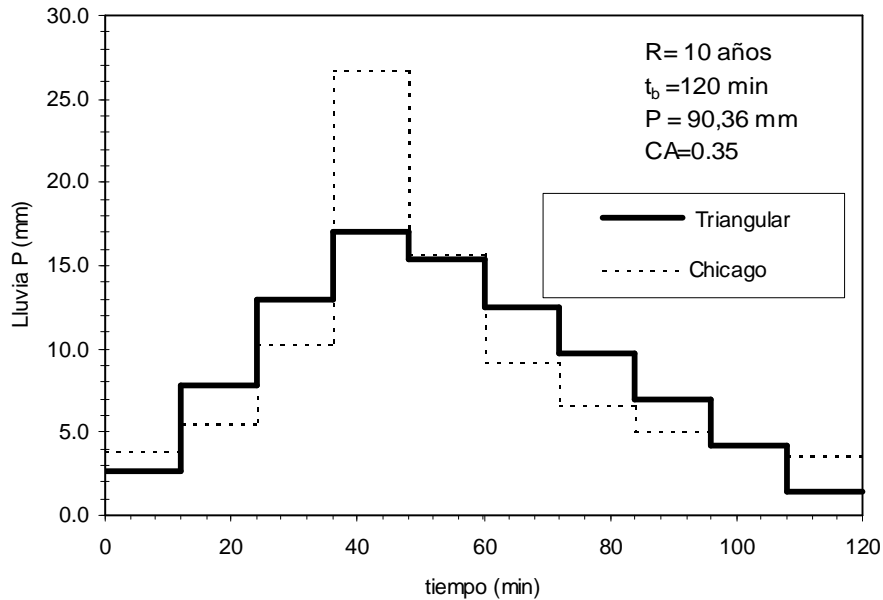


Figura 3.25. Comparación Hietograma Triangular de de Chicago

### 3.3.6.6 Patrones de Distribución de Lluvias en la región de Rosario

Riccardi (2000) analizó las distribuciones internas de las Lluvias registradas con pluviografía en la serie 1986-1998 correspondiente a Estación de registros Rosario-Aero. Este estudio comprendió alrededor de 400 de más de 1000 tormentas ocurridas en el período mencionado. La reducción de la muestra completa se debió a que no todas las tormentas contaron con pluviografía adecuada para el análisis. Debido a esta falencia, el autor plantea una incertidumbre sobre la representatividad de las intensidades máximas registradas.

En el estudio citado se agruparon las tormentas por sus duraciones y dentro de cada duración se determinaron los valores medios, desvíos estándares y valores máximos de los porcentuales de lluvia caída dentro de cada intervalo de  $\frac{1}{2}$  hora. Se consideraron duraciones hasta de 6 h, abarcando más del 95.2% de las tormentas (en la serie reducida). En lo referente a los histogramas de frecuencias de cada conjunto de valores donde se extrajeron los valores medios, desvíos y máximos, no se advirtió una tendencia definida de tales histogramas. Los comportamientos estadísticos se repartieron entre exponenciales crecientes y decrecientes y campanas simétricas y asimétricas. En la Tabla 3.20 y Figura 3.26 se exponen los valores determinados. Debido a la relativamente poca cantidad de tormentas en cada clasificación por duración no fue posible realizar en cada caso una subclasificación por cantidad de lluvia.

Sin perder de vista la limitación antes mencionada, los parámetros obtenidos con estos agrupamientos permiten describir la forma de por lo menos un 95% de las tormentas registradas con pluviografía. Asimismo, al no tratarse de la muestra completa siguen valiendo para estos parámetros los cuestionamientos sobre representatividad planteados al abordar las intensidades máximas.

Tabla 3:20. Porcentajes de parciales de lluvia acumulados en intervalos de ½ hora. Estación Rosario-Aero. Serie 1986-1998

	0 h- 0.5 h %	0.5 h- 1.0 h %	1.0 h- 1.5 h %	1.5 h- 2.0 h %	2.0 h- 2.5 h %	2.5 h- 3.0 h %	3.0 h- 3.5 h %	3.5 h- 4.0 h %	4.0 h- 4.5 h %	4.5 h- 5.0 h %	5.0 h- 5.5 h %	5.5 h- 6.0 h %
<b>d = 1.0 h</b>												
VM	74.3	25.7										
DE	22.8	22.8										
Max	99.0	98.0										
<b>d = 1.5 h</b>												
VM	47.6	38.7	13.7									
DE	24.4	22.6	14.8									
Max	88.2	92.8	68.0									
<b>d = 2.0 h</b>												
VM	30.6	32.6	26.8	10.0								
DE	23.5	20.8	16.9	13.1								
Max	90.6	80.7	62.1	71.5								
<b>d = 2.5 h</b>												
VM	27.5	22.5	22.9	19.2	7.9							
DE	18.0	12.5	19.1	12.4	8.1							
Max	68.0	47.5	72.7	57.9	34.5							
<b>d = 3.0 h</b>												
VM	22.1	20.8	17.7	18.0	15.5	5.9						
DE	18.7	13.8	13.0	12.9	11.5	6.9						
Max	77.4	58.0	61.9	58.2	64.4	31.3						
<b>d = 3.5 h</b>												
VM	21.2	19.8	17.4	10.5	14.5	13.1	3.5					
DE	18.3	16.6	13.7	8.6	11.7	11.2	3.6					
Max	68.0	61.9	57.5	32.1	49.8	42.5	12.2					
<b>d = 4.0 h</b>												
VM	21.4	13.4	14.2	15.3	11.4	11.8	8.9	3.4				
DE	15.9	10.9	9.8	8.6	4.9	7.9	6.3	2.5				
Max	54.3	46.0	34.4	37.8	22.4	26.7	25.4	9.8				
<b>d = 4.5 h</b>												
VM	28.3	10.5	10.4	9.6	10.8	12.5	8.9	5.7	3.3			
DE	20.4	6.0	8.6	5.1	8.4	8.8	6.3	3.5	5.3			
Max	61.8	20.0	28.7	19.0	29.1	28.5	19.5	12.2	16.3			
<b>d = 5.0 h</b>												
VM	10.1	7.5	8.0	7.8	6.4	4.1	19.4	13.3	16.2	7.2		
DE	15.6	4.8	5.2	7.5	6.2	2.8	18.3	9.8	7.5	11.6		
Max	44.5	15.9	14.6	20.9	17.1	7.5	55.4	33.8	22.8	32.8		
<b>d = 5.5 h</b>												
VM	7.8	12.1	9.4	11.9	15.4	16.7	6.7	13.3	4.3	2.0	0.4	
DE	5.3	9.3	5.5	9.7	4.9	7.1	6.9	10.5	3.3	0.4	0.2	
Max	12.1	18.0	7.4	21.4	18.8	13.4	3.9	2.7	0.6	1.6	0.1	
<b>d = 6.0 h</b>												
VM	1.4	2.2	6.1	7.2	7.0	11.1	10.7	18.7	7.8	8.8	10.5	8.5
DE	1.0	2.6	4.5	4.8	4.2	8.6	5.9	13.2	7.3	5.1	5.4	5.8
Max	2.8	6.6	13.6	15.6	11.7	24.6	17.9	35.2	16.8	14.1	15.3	15.1

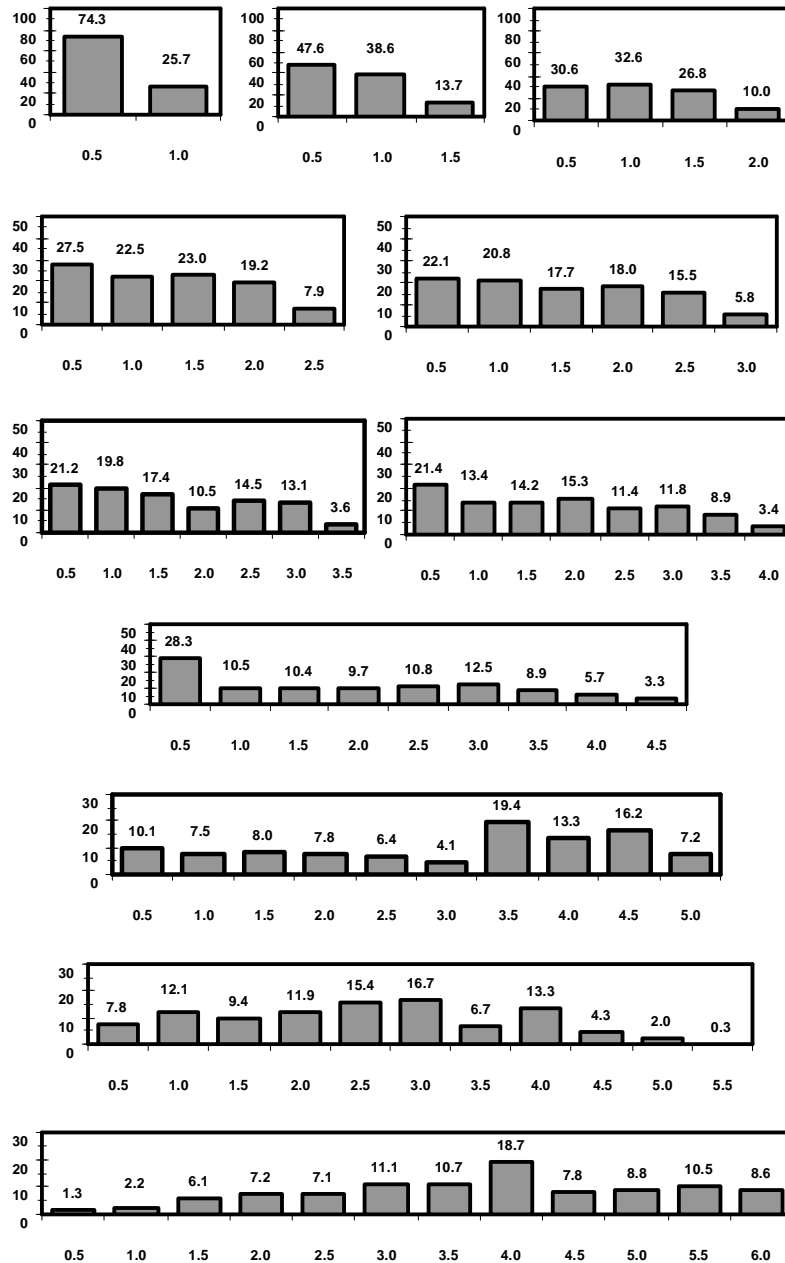


Figura 3.26. Valores medios de porcentajes de parciales de lluvia acumulados en intervalos de ½ hora. Tormentas de duración desde 1.0 h hasta 6.0 h.



### 3.4 PRECIPITACION MÁXIMA PROBABLE Y TORMENTA MÁXIMA PROBABLE

Los valores límites estimados (VLE) habitualmente utilizados en el diseño de obras estructurales y medidas no-estructurales para el control de inundaciones son la precipitación máxima probable (PMP), la tormenta máxima probable (TMP) y la crecida máxima probable (CMP).

Las estimaciones de PMP proporcionan solamente valores máximos de lluvia asociados a determinadas ubicaciones espaciales. Si la estimación de la PMP es lo suficientemente densa espacialmente, pueden determinarse mapas o isohietas de PMP.

Para formar la TMP debe asociarse la PMP a una determinada distribución temporal, que debe ser propia de los patrones de distribución de las lluvias máximas en cada sitio a analizar. La TMP puede utilizarse como señal de entrada en un modelo de transformación lluvia-caudal para la determinación de la CMP.

Si bien en obras de drenaje pluvial urbano (especialmente aquellas obras con  $R$  pequeña cuya falla o superación no implique daños en términos de vidas humanas y materiales) no es tan habitual la verificación de situaciones catastróficas, la falla de grandes obras como presas en la década del 70 llevó a revisar criterios de diseño. Hoy en día toda obra hidráulica cuya falla signifique riesgos importantes debe ser verificada con la precipitación máxima probable.

Según plantean Zimmermann et al. (1995), Caamaño Nelli y Garcia (2003) el concepto de PMP, desarrollado en la década del 70 es materia de controversia entre dos escuelas, lo cual dio origen a dos metodologías: (i) Métodos Hidrometeorológicos y (ii) Métodos Estadísticos.

Según la primera concepción, dada la constancia de la masa atmosférica terrestre, el monto de lluvia tiene en cada sitio un tope o límite racional, resultante de la interacción de factores meteorológicos. En consecuencia la PMP puede definirse como la máxima lámina de precipitación estimada analíticamente para una duración dada que sea físicamente posible y que caracterice razonablemente una región geográfica particular en un determinado período del año. La PMP es el límite superior racional, justificado climatológicamente, de la tasa de precipitación (Chow et al., 1994). Según Chow et al. (1994) el concepto de PMP (bajo esta concepción) no es totalmente confiable, debido a que no puede estimarse perfectamente ya que su probabilidad de ocurrencia es desconocida. Precisamente en esta última cuestión está sustentada la otra concepción.

La otra escuela, según Caamaño Nelli y Garcia (2003), privilegia el carácter de probable, la PMP se asume como un evento con probabilidad finita pero sumamente baja, de ser excedido (Hershfield, 1981; Bertoni y Tucci 1993 citados por Caamaño Nelli y Garcia (2003)). En esta concepción se fundan las estimaciones estadísticas, que son coherentes al utilizar distribuciones de frecuencias asintóticas, pues admiten una probabilidad tendiente a cero, no nula, de sobrepasar la PMP (Caamaño Nelli y Garcia, 2003).

Cuando se dispone de suficientes datos de lluvia, hay consenso en usar métodos estadísticos si es escasa la información climática (punto de rocío, vientos dominantes, efectos orográficos). Siendo esa la situación más habitual, la simplicidad de los métodos estadísticos los convierte en predilectos (Caamaño Nelli y Garcia, 2003).

En la cuenca del Arroyo Ludueña (700 km<sup>2</sup>) en Rosario, Zimmermann et al. (1995) al carecer de la información meteorológica necesaria para la definición de la PMP utilizaron una mixtura de ambos métodos. Por un lado el valor de la PMP para distintas duraciones fue definido en base a un método estadístico y su patrón de distribución espacial sobre la cuenca en estudio fue realizado en base al procedimiento desarrollado por Hansen, Schreiner y Miller (1982) citado por Chow et al. (1994). La distribución interna del hietograma fue realizada por el método de los bloques alternos.

#### 3.4.1 Método Estadístico de la Envolvente

La técnica de Hershfield se sugiere para cuencas de hasta 1000 km<sup>2</sup> (Bertoni y Tucci, 1993 citado por Caamaño Nelli y Garcia, 2003) pero se ha usado en mucho más extensas áreas en varias partes del mundo.

Se basa en minimizar la probabilidad de ocurrencia de la tormenta, maximizando el factor de frecuencia  $\Phi_y$  en la ecuación general de Chow (1951) citado por Caamaño Nelli y Garcia (2003):

$$y = \mu_y + \Phi_y \sigma_y \tag{3.45}$$

donde  $y$  es la variable aleatoria (lámina máxima anual de lluvia diaria),  $\mu_y$  es su valor medio y  $\sigma_y$  es su desvío estandar. Definido el factor de frecuencia  $\Phi_y$  como el número de desvíos estandar entre el dato y el valor medio,  $\Phi_y$  depende de la recurrencia (y de la probabilidad de igualación o excedencia  $p = 1/R$ ), del tipo de función de densidad de probabilidad, de su sesgo y de la longitud de la serie medida (Caamaño Nelli y García, 2003).

Puesto que se asume que la lámina tiende a un límite superior (la PMP), con probabilidad bajísima de excedencia, habrá un tope en el número de desvíos estándar en que el dato estará por arriba del valor medio, es decir, un valor máximo  $\Phi_{PMP}$  para el factor de frecuencia. Entonces la Precipitación Máxima Probable se puede expresar como (Hershfield, 1961 citado por Caamaño Nelli y García, 2003):

$$PMP = \mu_y + \Phi_{PMP} \sigma_y \tag{3.46}$$

El método de Hershfield estima  $\Phi_{PMP}$  a partir de valores  $\Phi_{n-1}$ , correspondientes a la mayor lámina  $y_m$  de la serie anual de lluvia de cada puesto de una región:

$$\Phi_{n-1} = \frac{y_m - \mu_{n-1}}{\sigma_{n-1}} \tag{3.47}$$

El subíndice  $n-1$  significa que al calcular el valor medio y el desvío, se excluye el mayor de los  $n$  datos anuales  $y_m$ , maximizando el valor de  $\Phi$  como se aprecia en ec. (3.47). El efecto de esta corrección equivale a medir el máximo de lluvia registrado después de que  $\mu_n$   $\sigma_n$  fueron calculados. Simula como se alteran los estadísticos al agregar una lluvia mayor, usando  $y_m$  en la serie trunca en vez de PMP en la total (Caamaño Nelli y García, 2003).

Graficando en ejes cartesianos los pares  $\Phi_{n-1} - \mu_n$  (serie completa) de todos los puestos (Figura 3.27), se asume que su envolvente  $\Phi_{PMP}$  refleja la PMP regional en función de la media de máximos de lluvia anual (Caamaño Nelli y García, 2003). Con el objeto de expresar analíticamente la envolvente del factor de frecuencia los autores se decidieron una función exponencial decreciente del tipo:

$$\Phi_{PMP} = \Phi_0 e^{-k\mu_n} \tag{3.48}$$

donde  $\Phi_0$  y  $k$  son los parámetros de ajuste, determinables a partir de la muestra.

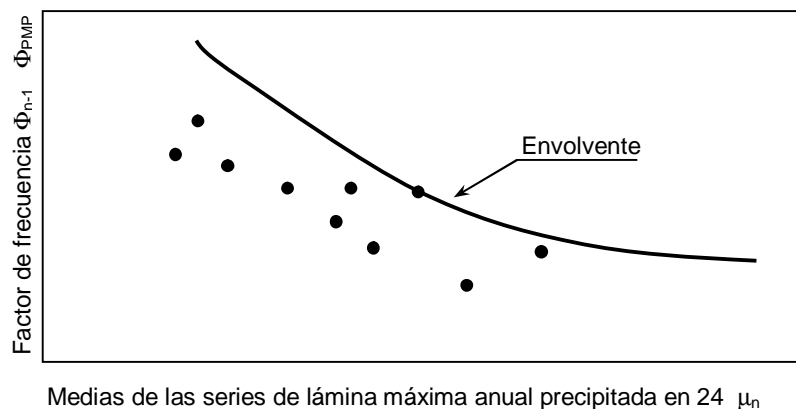


Figura 3.27. Esquematización de Envolvente del factor de frecuencia  $F_{n-1}$

Según Caamaño Nelli y García (2003) los valores de  $\Phi_{n-1}$  obtenidos por Hershfield no presentan patrón geográfico.

Se comprobaba que  $\Phi_{n-1}$  decrece a medida que el valor medio de los máximos anuales aumenta.

Hershfield (1961) citado por Caamaño Nelli y García postuló a  $\Phi_{PMP} = 15$  como valor máximo en cualquier situación, afirmación que rectificó años después. Algunos autores citaron valores de  $\Phi_{PMP} = 9$  al sur de Brasil;  $\Phi_{PMP} = 10-11$  en Colombia y hasta  $\Phi_{PMP} = 25$  en Estados Unidos (Caamaño Nelli y García, 2003).

**3.4.1.1 La PMP diaria en la provincia de Córdoba**

Investigadores como Caamaño Nelli, Dasso y García han estudiado las PMP de la provincia de Córdoba en múltiples trabajos (ver Caamaño Nelli y Dasso, 2003), siguiendo la metodología de Hershfield. Los resultados obtenidos en tales estudios, mas allá de la gran utilidad práctica en recursos hídricos, dieron lugar al desarrollo aspectos metodológicos y conclusiones que excedieron el marco regional.

Los valores de  $\Phi_{PMP}$  como función del valor medio de los máximos anuales diarios en una amplia región de la provincia de Córdoba incorporando zonas montañosas, más bajas y llanas se presentan en la Tabla 3.21 (Caamaño Nelli y García, 2003). Puede apreciarse como máximo valor del factor de frecuencia  $\Phi_{PMP} = 11$  para  $\mu_n = 55.9$  mm. Los autores también presentan resultados de otras subregiones de Córdoba donde alcanzan valor de  $\Phi_{PMP} = 13.93$  (para  $\mu_n = 55.9$  mm)

La recurrencia R asociada fue despejada de la siguiente relación (Caamaño Nelli y García, 2003):

$$\Phi = \frac{\exp\left\{C^{1/2}\left[2.584458(\ln R)^{3/8} - 2.252573\right] - C/2\right\} - 1}{\sigma_n / \mu_n} \tag{3.49}$$

donde  $C = \ln [1+(\sigma_n/\mu_n)^2]$

Tabla 3.21. PMP obtenidas en la provincia de Córdoba. Fuente: Caamaño Nelli y García (2003)

$\mu_n$ (mm)	$\Phi_{n-1}$	$\Phi_{PMP}$	PMP (mm)	R (años)
123.8	2.97	3.14	255	127
76.9	7.47	7.47	274	64 10 <sup>3</sup>
95.3	1.54	5.32	294	1.8 10 <sup>3</sup>
55.9	3.25	11.00	272	5.9 10 <sup>6</sup>

Según los autores, en todas las muestras analizadas, la variabilidad de  $\Phi_{PMP}$  indica la inconveniencia de un máximo regional único, puesto que puede llevar a valores exagerados de PMP. Por ejemplo si en el caso del punto de mayor media  $\mu_n = 123.8$  mm se hubiera considerado el factor de frecuencia  $\Phi_{PMP} = 7.47$  (correspondiente a  $\mu_n = 76.9$  mm) el valor obtenido de la PMP sería de alrededor de 436 mm un 70% superior al que figura en la tabla.

No se detectan asociaciones de  $\Phi_{PMP}$  y PMP con rasgos fisiográficos o climáticos

**3.4.1.2 Variación de la PMP con la Duración de la Lluvia**

En diseño hidrológico y particularmente en drenaje pluvial urbano puede ser necesario determinar valor de láminas de lluvia de diseño con duraciones inferiores a la lluvia diaria. Caamaño Nelli (2003) planteó una relación de potencia de logaritmo natural entre la duración de la lluvia y la PMP asociada a esa duración:

$$PMP_d = b (\ln d)^a + c \tag{3.50}$$

Donde  $PMP_d$  (mm) es la precipitación máxima probable para una duración d (min) y a,b, y c son parámetros de ajuste.

Para la provincia de Córdoba Camaño Nelli (2003) ajustó un curva con la siguiente expresión:

$$PMP_d = 166.8 (\ln d)^{0.58} - 143 \tag{3.51}$$

En Caamaño y Dasso (2003) se presentan isohietas de PMP en milímetros para la provincia de Córdoba con duraciones de 2, 6 y 2 horas.

### 3.4.1.3 La PMP en el Diseño

Resultan de sumo interés destacar consideraciones expresadas por Caamaño Nelli (2003) en lo referente a selección del nivel de diseño.

Según el autor en cuestiones de diseño hidrológico existe consenso en predecir lluvias máximas con la relación IDR para pequeñas obras ( $R \leq 100$  años) y partir desde la PMP para las grandes ( $R > 1000$  años). En la franja intermedia  $100 \leq R \leq 1000$  años en función de consideraciones conceptuales de objetividad, sustento teórico y período de retorno asociado, aconseja, adoptar la extrapolación de curva IDR al predecir lluvias de diseño para estructuras hidráulicas de porte intermedio.

### 3.4.2 Precipitación Máxima Probable según criterio de Límite Climatológico

Según Chow et al. (1994) existe una gran variedad de métodos para determinar la PMP bajo el criterio del límite racional climatológico. Los autores presentan tres métodos:

- (i) Aplicación de Modelos de Tormenta
- (ii) Maximización de Tormentas Reales
- (iii) Cartas generalizadas de PMP

#### 3.4.2.1 Modelos de Tormentas

Los modelos de tormentas pueden utilizarse para estimar la PMP donde no exista suficiente información de tormentas o ésta no sea representativa, o donde exista una topografía abrupta que complica el fenómeno de la tormenta y hace que la medida de la precipitación sea difícil (Chow et al. 1994). Un modelo posible puede ser el de celda convectiva para tormentas eléctricas (Chow et al. , 1994). Wiesner (1970) citado por Chow et al., (1994) presentó un modelo para precipitación originada en la elevación orográfica de masas de aire húmedo sobre colinas o montañas.

Según los autores el uso de modelos de tormentas es más eficiente para determinar la PMP en grandes áreas que en áreas pequeñas.

Por otra parte, a pesar de que los modelos de tormentas pueden indicar la magnitud de la precipitación que puede esperarse, deben calibrarse cuidadosamente a partir de los datos de tormentas observadas en la región de interés antes de utilizarse en el diseño (Chow et al. , 1994).

#### 3.4.2.2 Maximización de Tormentas Reales

Según Chow et al. (1994) la principal deficiencia de los modelos de tormenta es su representación demasiada simplificada de la tormenta real. Si existen registros de tormentas reales, es adecuado proceder a su criteriosa maximización para obtener valores de la PMP. Este proceso involucra incrementar la lluvia de las tormentas observadas usando la relación de flujo de entrada de humedad real de la tormenta con respecto al máximo flujo de entrada de humedad teóricamente posible en el sitio.

Si no existen registros de tormentas adecuados en la cuenca de proyecto, es posible transponer tormentas de otras áreas a la cuenca del proyecto para el cálculo de la PMP como si estas tormentas hubieran ocurrido en la cuenca. Según Chow et al. (1994) el proceso de transposición de tormentas comprende la selección de tormentas adecuadas para la transposición, la determinación de la orientación de las tormentas críticas para la cuenca y los ajustes en la temperatura del punto de rocío, la elevación, el viento prevaleciente y los efectos orográficos.

Las lluvias más intensas registradas en el mundo, de acuerdo con la Organización meteorológica Mundial (1983) citado por Chow et al. (1994), se aproximan por la ecuación:

$$P = 422 T_d^{0.475} \quad (3.52)$$

Donde P (mm) es la lámina de precipitación y  $T_d$  (horas) es la duración de la lluvia.

La ec. (3.51) según los autores es un estimativo de las láminas de lluvia que pueden ocurrir bajo circunstancias muy extremas.

Obsérvese la diferencia que existe de calcular la PMP por ej. en la provincia de Córdoba con el Método de la Envolvente (Tabla 3.21) donde el máximo valor está en alrededor de 300 mm para lluvias diarias, en cambio de reemplazar  $T_d = 24$  h en ec. (3.51) se llega a un valor de  $P = 1909$  mm totalmente sobrelorado por lo menos en esta región.

### 3.4.2.3 Cartas Generalizadas de PMP

Los estimativos de PMP pueden hacerse para cuencas individuales como para grandes regiones que incluyan pequeñas y grandes cuencas. Generalmente los estimativos se presentan en mapas de isohietas de PMP para duraciones especificadas. Estos mapas se conocen como cartas generalizadas de PMP (Chow et al., 1994).

En Estados Unidos se han confeccionado cartas generalizadas de PMP. Los mapas especifican la lámina de lluvia máxima probable para cualquier período del año como una función del área de la tormenta (desde  $260 \text{ km}^2$  a  $50000 \text{ km}^2$ ) y duraciones es de 6 h a 72 h

### 3.4.2.4 Determinación de la Conformación Espacial de la Tormenta Máxima Probable

El procedimiento para determinar la conformación espacial de la TMP sobre una cuenca que aquí se expone es el desarrollado por Hansen, Schreiner y Miller, 1982 citado por Chow et al. (1994), el que fuera preparado para deducir la distribución de PMP al este del meridiano 105 en Estados Unidos, y se presentó en el reporte hidrometeorológico HMR 52.

El procedimiento consta de los siguientes elementos importantes:

- (i) curvas lámina-área-duración, las cuales especifican la PMP para un área de tormenta y una duración determinada;
- (ii) un patrón de isohietas estándar que distribuya espacialmente la precipitación en forma de elipse;
- (iii) un factor de ajuste por orientación, el cual reduce el estimativo de PMP si el eje longitudinal del patrón de isohietas estándar no está orientado en la dirección del flujo de humedad atmosférica normal para la región;
- (iv) un área de tormenta crítica, la cual genera la PMP sobre la cuenca y
- (v) un factor de ajustes de isohietas, que especifica el porcentaje de lámina de la PMP que se aplica a cada uno de los niveles del patrón de isohietas estándar.

#### Curvas lámina-área-duración.

Las curvas lámina-área-duración se pueden expresar en forma de mapas de isohietas de PMP donde cada mapa corresponde a una duración dada de la PMP y a una dada extensión superficial de la cuenca. Por ej. para áreas de  $1000 \text{ km}^2$  podrán existir mapas asociados a 24, 12 y 6 hs. de duración de la PMP.

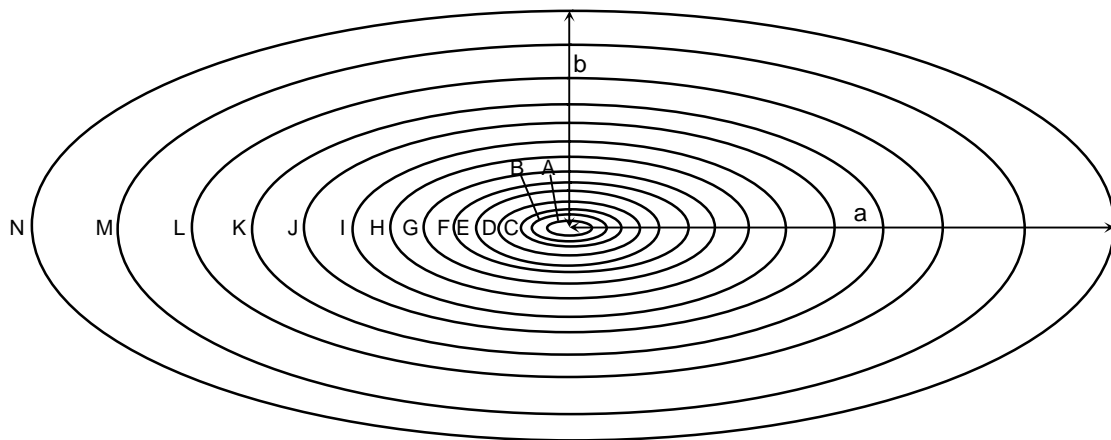
#### Patrón de isohietas estándar.

En la Figura 3.28 se muestra el patrón de isohietas de la TMP adoptados para el procedimiento. El patrón es de forma elíptica y consta de 14 niveles tipificados de A a N, encerrando cada elipse un área específica determinada desde 260 a  $16800 \text{ km}^2$ . La relación entre los semiejes de la elipses es 2.5, por lo que si  $a$  es el semieje mayor y  $b$  el menor, el área de la elipse está dada por:

$$A = a b \pi \quad (3.53)$$

el semieje menor puede determinarse a partir de que  $a = 2.5 b$  :

$$b = \left( \frac{A}{2.5 \pi} \right)^{0.50} \quad (3.54)$$



Relación $a = 2b$		Áreas de Isohietas = $\pi a b$		
A → 26 km <sup>2</sup>	D → 260 km <sup>2</sup>	G → 1166 km <sup>2</sup>	J → 3885 km <sup>2</sup>	M → 11655 km <sup>2</sup>
B → 65 km <sup>2</sup>	E → 450 km <sup>2</sup>	H → 1813 km <sup>2</sup>	K → 5570 km <sup>2</sup>	N → 16835 km <sup>2</sup>
C → 130 km <sup>2</sup>	F → 780 km <sup>2</sup>	I → 2590 km <sup>2</sup>	L → 7770 km <sup>2</sup>	

Figura 3.28. Patrón de isohietas estándar recomendado para la distribución espacial de la PMP al este del meridiano 105 en Estados Unidos. Fuente: Hansen, Schreiner y Miller (1982) citado por Chow et al., (1994).

**Factor de Ajuste por Orientación**

Este factor menor que 1, que puede reducir el valor de la PMP puede utilizarse cuando se conoce patrón de isohietas estándar y la dirección predominante del flujo de humedad atmosférico. En caso de desconocerse algunos de estos elementos debe considerarse el factor igual a la unidad y orientar la TMP por ejemplo de acuerdo al eje de la cuenca. De todos modos en cuencas de hasta 780 km<sup>2</sup> los autores del método consideran una reducción nula para cualquier diferencia de orientación, en tanto que para cuencas menores a 5000 km<sup>2</sup> la reducción no supera el 10%.

**Área de tormenta crítica**

Es el área para la cual la precipitación de las curvas lamina-área-profundidad determina la mayor PMP sobre la cuenca.

**Factor de Área de isohietas**

Al utilizar el patrón de isohietas estándar, existirán regiones cerca del centro de la elipse con la máxima lámina de lluvia (centro de la tormenta) y regiones con menor lámina de lluvia en zonas cercanas a los bordes. Hansen, Schreiner y Miller (1982) citado por Chow et al., (1994) presentan un nomograma para determinar el porcentaje de la PMP específica que debe aplicarse a cada uno de los niveles del patrón elíptico de isohietas para obtener la distribución espacial correcta. El nomograma que se presenta en la Figura 3.29 corresponde a la distribución para una duración de 6 horas de la PMP, pero considerando la ausencia total de información regional al respecto puede asumirse con los reparos que la simplificación conlleva, como la distribución para toda la duración de la tormenta.

Por ejemplo para una lluvia PMP= 400 mm y una cuenca de 260 km<sup>2</sup> (≈ 100 mi<sup>2</sup>) que involucraría un patrón de isohietas de niveles A, B, C y D los porcentajes extraídos del nomograma son 90, 97, 105 y 113% respectivamente.

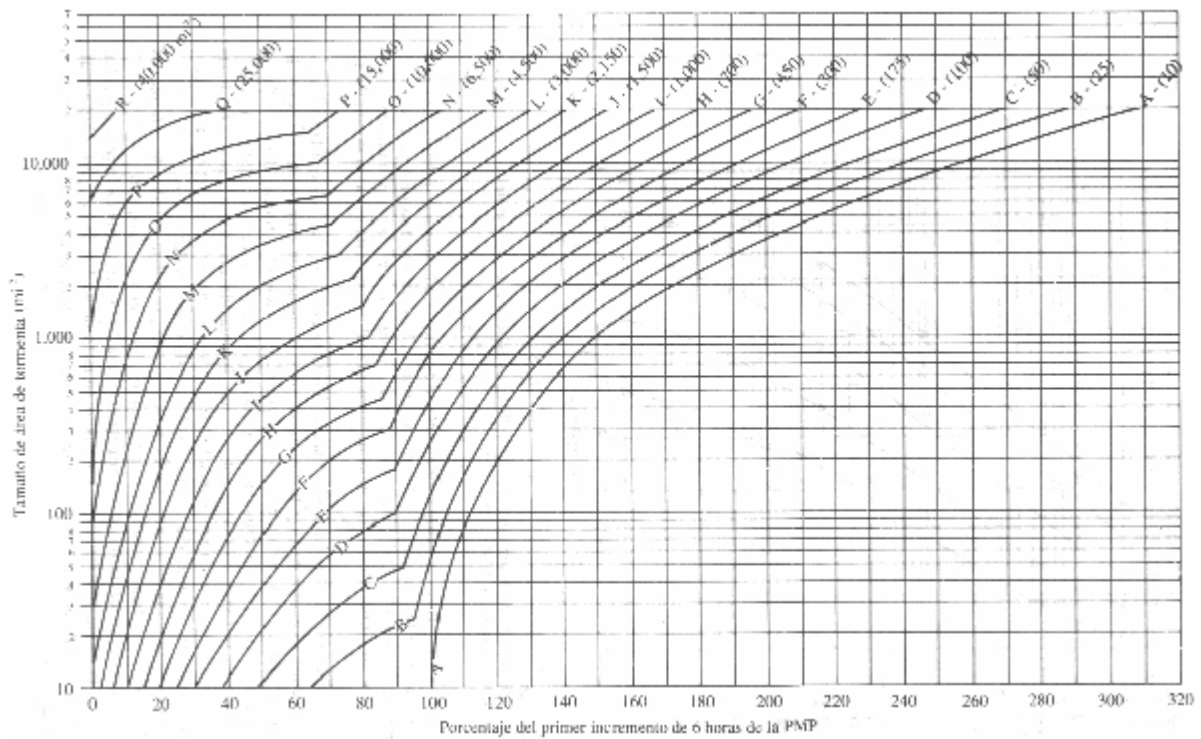


Figura 3.29. Nomograma para determinar valores de lluvia entre isohietas. Fuente: Fuente: Hansen, Schreiner y Miller (1982) citado por Chow et al., (1994).

**3.4.3 Precipitación Máxima Probable en la Cuenca del Arroyo Ludueña, Rosario**

La estimación de la PMP se realizó mediante la ecuación general de frecuencia (3.46), considerando un factor de frecuencia  $\Phi_{PMP} = 10$ . La duración de la TMP fue adoptada en 72 hs., en correspondencia con las duraciones asignadas a las tormentas de los estudios para dimensionamiento de las obras para recurrencias de 100 y 500 años (Zimmermann et al., 1995).

A los efectos de determinar para cada duración la ecuación de frecuencia a partir de registros históricos, se determinaron los valores medios y desvíos de las series de máximos anuales para duraciones de 2, 4, 6, 12, 24, 48 y 72 horas. Para la duración ( $t_d = 72$  h) de la tormenta la PMP resultó de 675 mm, que fue asignada como precipitación media en la cuenca para 700 km<sup>2</sup>.

La construcción del hietograma medio de la tormenta se realizó mediante el método de los bloques alternos, considerando las PMP asociadas a tiempos menores a la duración.

El patrón de isohietas utilizado fue el elíptico con 6 niveles (A, B, C, D y F) con un área de tormenta aproximada de 780 km<sup>2</sup>.

En lo que respecta a reducción por orientación, dado que la cuenca de la tormenta es menor o igual que 780 km<sup>2</sup> se consideró despreciable tal reducción. A los fines de concentrar el área de mayor intensidad dentro de la cuenca se consideró el eje de la tormenta coincidente con el eje de la cuenca.

El patrón de isohietas resultante para 72 hs de duración de la TMP se presenta en la Figura 3.30.

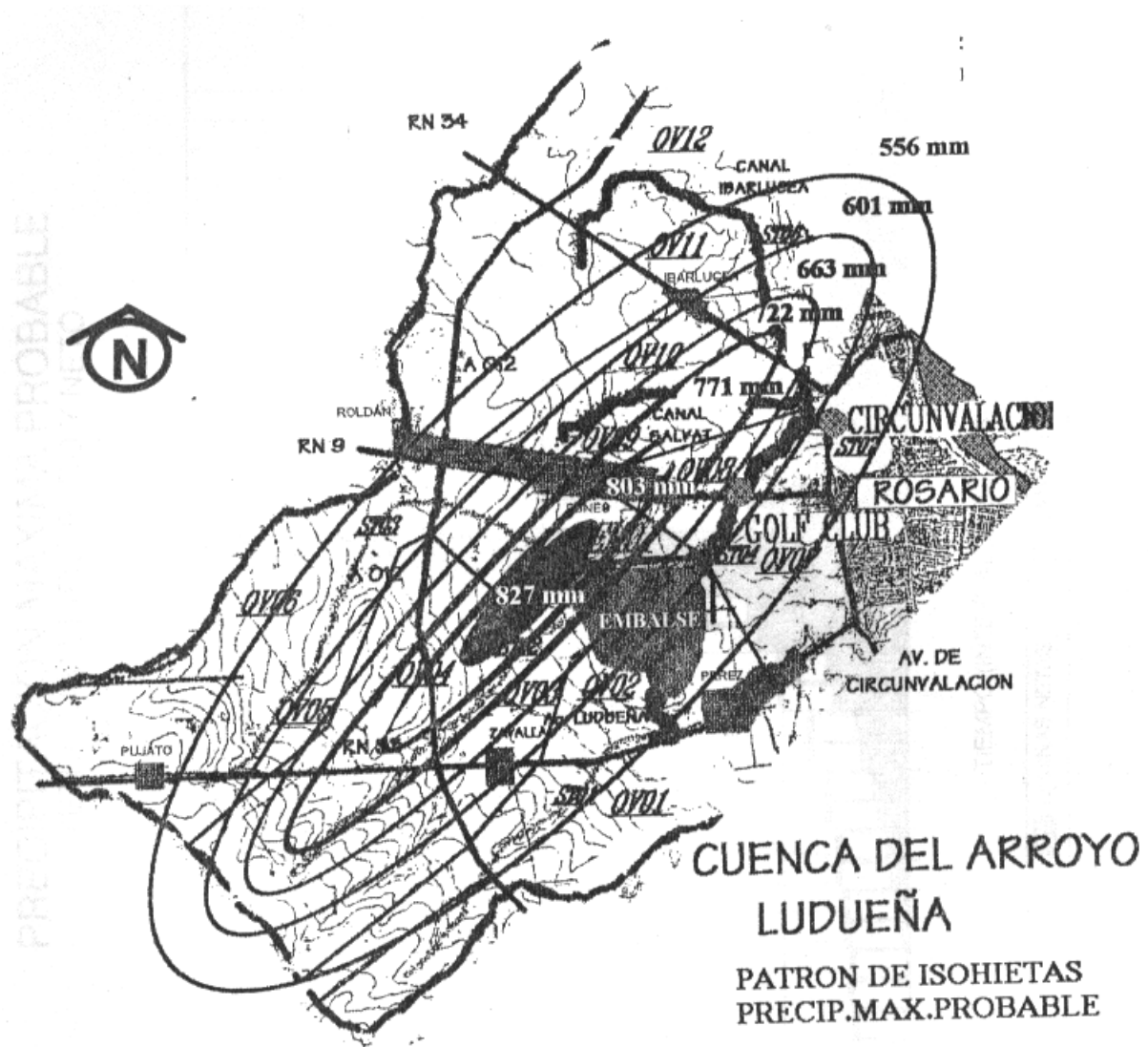


Figura 3.30. Tormenta Máxima Probable en la Cuenca del Arroyo Ludueña, Rosario.  
Fuente: Zimmermann et al., 1995.

### 3.5 MODELACIÓN ESTOCÁSTICA DE LLUVIAS PUNTUALES MEDIANTE UN MODELO DE PULSOS RECTANGULARES

La precipitación es uno de los procesos más relevantes en el sistema hidrológico, constituyendo como es bien sabido, una señal de entrada en el ciclo. Las mediciones puntuales han indicado la alta variabilidad temporal y espacial del proceso por lo que gran cantidad de trabajos han sido llevados a cabo para la representación de las secuencias temporales de lluvias y su distribución areal. En la década del 80 los trabajos Kavvas y Delleur (1981), Waymire y Gupta (1981), Rodriguez-Iturbe et al. (1984) y Valdes et al. (1985), entre otros, abordaron el modelado temporal de lluvias mediante el uso de teoría de procesos puntuales (Cox e Isham, 1980). Avances posteriores fueron presentados por Marien y Vandewiele (1986), Rodriguez-Iturbe (1986), Rodriguez-Iturbe et al. (1987a y b), Rodriguez-Iturbe et al. (1988), Cowpertwait, (1991), Onof y Wheeler (1993), Calenda y Napolitano (1999). Dado que la información de lluvias está disponible a determinadas escalas de agregación, como lámina de lluvia en un determinado intervalo de tiempo (minutos, horas, días), los parámetros de los modelos continuos deben ser estimados a partir de datos agregados. Particular interés han cobrado los denominados modelos de Neyman-Scott (N-S) (Rodriguez-Iturbe et al., 1984) y Barlett-Lewis (B-L) (Rodriguez-Iturbe et al., 1987c), que simulan la estructura celular de los campos de lluvia y que son capaces de preservar, los parámetros estadísticos muestrales en un amplio rango de la escala de agregación temporal. En lo que concierne a grandes escalas temporales (días,



semanas) compatibles con, entre otros procesos, las escalas de los procesos predominantes en el movimiento de flujo subterráneo, Entekhabi et al. (1989) introdujo una modificación al modelo N-S con un parámetro adicional con el objeto de mitigar la tendencia del modelo N-S original a sobreestimar la probabilidad de tiempo seco para grandes escalas. Posteriormente Velghe et al. (1994) argumentó, que aunque el modelo modificado produce mejores valores de probabilidad de altura de lluvia cero (o tiempo seco) introduciendo una complejidad adicional en la estimación de los parámetros del modelo, no se preserva en la misma forma que el modelo N-S original las propiedades de 2do. grado del proceso de lluvia.

En este punto se describe el modelo N-S original y su aplicación en la serie de lluvias registradas en la estación Rosario Aero (Argentina) (Riccardi, 2003a).

### 3.5.1 Modelo basado en un Proceso de Neyman-Scott (N-S)

#### 3.5.1.1 Descripción del modelo

El proceso de agrupamiento (cluster) de Neyman-Scott (N-S) es un proceso de agrupamiento de Poisson de modo que un número aleatorio de puntos están distribuidos independientemente alrededor del centro del agrupamiento de acuerdo a una determinada función de distribución de la distancia (Waymire and Gupta, 1981). Según Waymire and Gupta (1981) este proceso de agrupamiento fue introducido por J. Neyman y E. Scott en el año 1958 en problemas de cosmología. En el proceso de N-S cada evento de lluvia es originado por un mecanismo disparador, denominado *origen del evento* y descrito por un proceso de Poisson (representando físicamente por ej. la llegada de un frente atmosférico o una tormenta convectiva). Cada tormenta es conceptualizada como un agrupamiento de celdas elementales de lluvia; el centro del agrupamiento se posiciona temporalmente en los puntos definidos por el proceso de Poisson que fija el comienzo del evento; el número de celdas elementales en cada agrupamiento es una variable aleatoria independiente e idénticamente distribuida. La cantidad de lluvia asociada en cada celda elemental es una variable aleatoria y la secuencia de tal variable es independiente e idénticamente distribuida. Cada celda elemental se ubica aleatoriamente en el tiempo a partir del correspondiente centro del agrupamiento, con una distancia temporal independiente e idénticamente distribuida. Originalmente el modelo N-S aplicado a generación de lluvias fue desarrollado para pulsos instantáneos (por ejemplo Rodríguez-Iturbe et al., 1984), vale decir, cada tormenta se representaba por medio de un grupo de celdas o pulsos con duración nula. En un posterior desarrollo Rodríguez-Iturbe (1986) introduce la duración del pulso por lo que la variable que fijaba la cantidad de lluvia es sustituida por dos variables aleatorias e idénticamente distribuidas, una variable describe la intensidad de lluvia y la segunda la duración de cada celda o pulso. Dentro de cada pulso la intensidad es considerada constante por lo cual el pulso adquiere la forma rectangular.

La formulación básica del proceso de N-S es (Figura 3.31):

- el tiempo  $T_e$  entre orígenes de tormentas sucesivas es una variable independiente e idénticamente distribuida, según una distribución exponencial:

$$P_{T_e}(te) = 1 - e^{-\lambda te} \quad (3.55)$$

donde  $P_{T_e}(te)$  es la función distribución de probabilidad (fdp) de variable  $T_e$  y  $\lambda$  es el parámetro de distribución exponencial de fdp de variable  $T_e$ .

- el número de celdas o pulsos rectangulares de lluvia  $N$  asociado puede ser representado por una distribución de Poisson o por una distribución geométrica. En el caso de la distribución geométrica, para asegurar que al menos una celda es generada en cada evento lluvioso se asume un transformación de variable del tipo  $C = N-1$  con  $C$  con una distribución geométrica con valor medio  $E(C) = \mu-1$ , de modo que  $E(N) = \mu$ . La función densidad de probabilidad de  $C$   $p_C(c)$  resulta:

$$p_C(c) = \frac{1}{\mu} \left(1 - \frac{1}{\mu}\right)^c \quad (3.56)$$

donde  $\mu$  es el parámetro de distribución geométrica de la fdp de la variable  $C$ .

- el tiempo de comienzo de cada celda de lluvia  $T_c$ , medida desde el origen del evento se considera distribuido exponencialmente con un parámetro  $\beta$  :

$$P_{Tc}(\tau_c) = 1 - e^{-\beta\tau_c} \quad (3.57)$$

• el hietograma de cada celda es rectangular con duración L e intensidad X, exponencialmente distribuidas con parámetros  $\eta$  y  $\xi$  respectivamente:

$$P_L(l) = 1 - e^{-\eta l} \quad (3.58)$$

$$P_X(x) = 1 - e^{-1/\xi x} \quad (3.59)$$

La intensidad de precipitación para un cierto tiempo t, Y(t) esta dada por la suma de los aportes individuales de cada celda activa en el tiempo t:

$$Y(t) = \int_{u=0}^{\infty} X_{t-u}(u) dN(t-u) \quad (3.60)$$

donde  $X_{t-u}$  es la intensidad de los pulsos rectangulares disparados a partir del tiempo u y N(t) representa el proceso de conteo de las presentaciones de las celdas individuales.

Las expresiones analíticas de los estadísticos de 2do. orden (media, varianza y estructura de correlación) del proceso continuo Y(t), fueron presentadas por Rodríguez-Iturbe et al. (1987a). Ya que los datos de lluvias están disponibles en intervalos de tiempo discretos (minutos, horas, días) es necesario determinar las propiedades agregadas para la estimación de los parámetros del modelo. El proceso agregado a una escala de tiempo  $\tau$  se define como:

$$Y_i^\tau = \int_{(i-1)\tau}^{i\tau} Y(t) dt \quad (3.61)$$

donde i es el orden del intervalo de tiempo.

Las propiedades de 2do. orden del proceso agregado, derivadas por Rodríguez-Iturbe et al. (1987a) son:

$$E[Y_i^{(\tau)}] = \frac{\lambda \mu \tau}{\eta \xi} \quad (3.62)$$

$$\text{Var}[Y_i^{(\tau)}] = \frac{\lambda (\eta\tau - 1 + e^{-\eta\tau})}{\eta^3 \xi^2} \left[ 4\mu + 2(\mu^2 - \mu) \frac{\beta^2}{(\beta^2 - \eta^2)} \right] - \lambda(\beta\tau - 1 + e^{-\beta\tau}) \frac{2(\mu^2 - \mu)}{\xi^2 \beta(\beta^2 - \eta^2)} \quad (3.63)$$

y para lags (o distancias temporales)  $k \geq 1$

$$\text{Cov}[Y_i^{(\tau)}, Y_{i+k}^{(\tau)}] = \frac{\lambda (1 - e^{-\eta\tau}) e^{-\eta(k-1)\tau}}{\eta^3 \xi^2} \left[ 2\mu + (\mu^2 - \mu) \frac{\beta^2}{\beta^2 - \eta^2} \right] - \lambda(1 - e^{-\beta\tau}) e^{-\beta(k-1)\tau} \frac{(\mu^2 - \mu)}{\xi^2 \beta(\beta^2 - \eta^2)} \quad (3.64)$$

donde  $E[Y_i^{(\tau)}]$  es el valor medio de la intensidad agregada a un intervalo de tiempo  $\tau$ ;  $\text{Var}[Y_i^{(\tau)}]$  es la varianza de la intensidad agregada a un intervalo de tiempo  $\tau$  y  $\text{Covar}[Y_i^{(\tau)}]$  es la covarianza de la intensidad agregada a un intervalo de tiempo  $\tau$ .

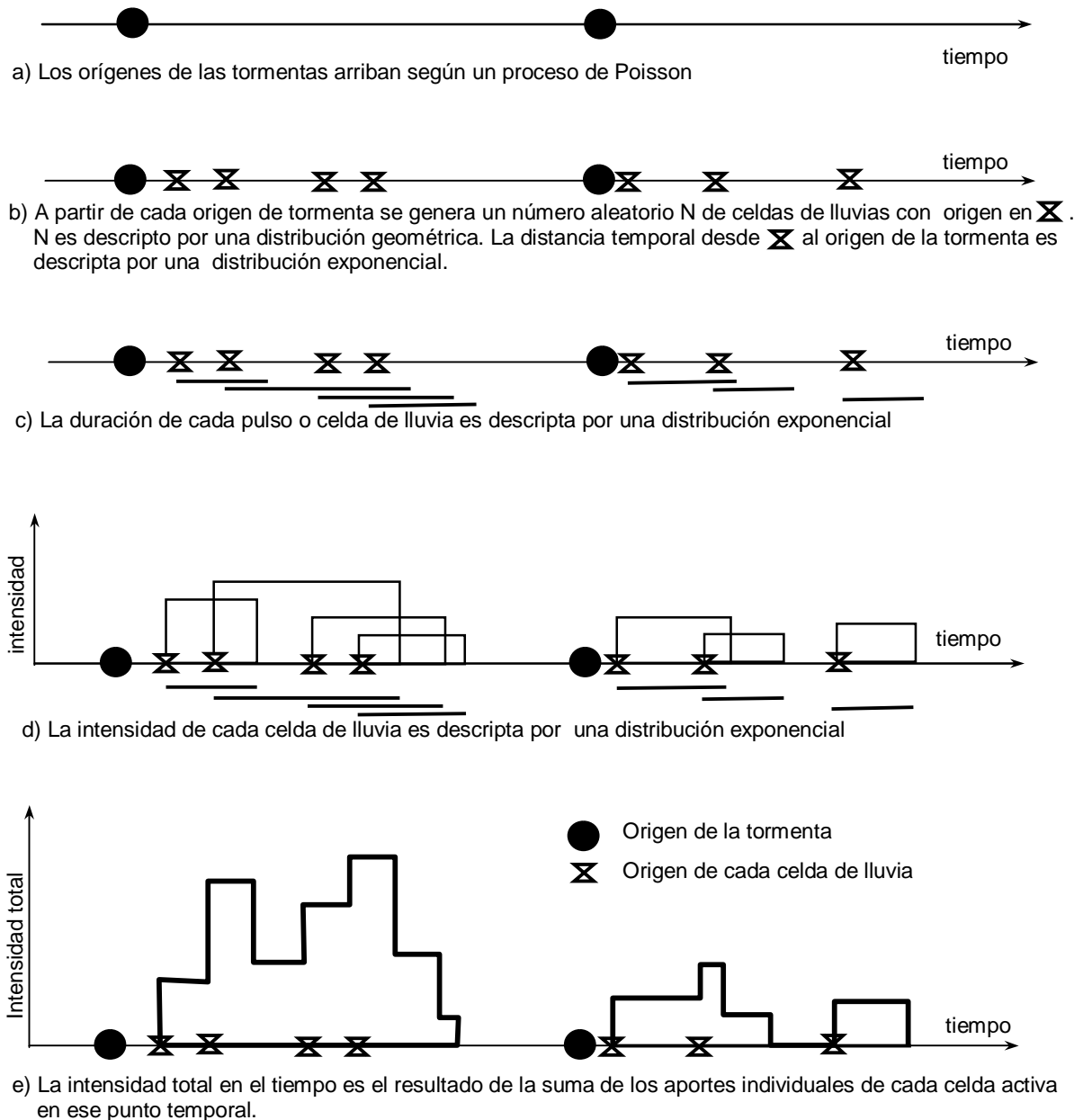


Figura 3.31. Esquema de representación de tormentas del Modelo de Neyman-Scott (Cowpertwait, 1991)

### 3.5.1.2 Análisis de Fluctuaciones

La lluvia puntual es un proceso altamente fluctuante a través del tiempo. Por otro lado los hidrólogos se interesan mayormente por las características de las lluvias agregadas a determinados intervalos de tiempo  $Y_T(t)$  (intensidad media de la lluvia en un intervalo de tiempo T), o en forma equivalente, por el proceso integrado  $T Y_T(t)$  (lámina de lluvia en un intervalo de tiempo T).

$$Y_T(t) = \frac{1}{T} \int_{t-(T/2)}^{t+(T/2)} Y(t) dt \tag{3.65}$$

$$I_T(t) = T Y_T(t) = \int_{t-(T/2)}^{t+(T/2)} Y(t) dt \tag{3.66}$$

Surge de aquí, la cuestión de la magnitud del intervalo de tiempo  $T$  requerido para obtener estimaciones estables (de baja varianza) de los valores fluctuantes relacionados a  $Y_T(t)$ . Vanmarcke (1983) ha presentado una generalización al respecto aplicado aun caso multidimensional.

Una medida de la variabilidad de  $Y_T(t)$  es dada por su varianza:

$$\text{Var}[Y_T(t)] = \sigma_T^2 = \gamma(T)\sigma^2 \quad (3.67)$$

donde  $\sigma^2$  es la varianza de  $Y(t)$  y  $\gamma(T)$  es la función de varianza de  $Y(t)$  definida por:

$$\gamma(T) = \frac{1}{T^2} \int_0^T \int_0^T \rho(t_1 - t_2) dt_1 dt_2 \quad (3.68)$$

$$\gamma(T) = \frac{2}{T} \int_0^T \left(1 - \frac{t}{T}\right) \rho(t) dt \quad (3.69)$$

donde  $\rho(t_1 - t_2)$  es la función de correlación de  $Y(t)$ . Las funciones aleatorias  $Y_T(t)$  e  $I_T(t)$  difieren solamente por  $T$ , y sus respectivas varianzas por  $T^2$  de modo que :

$$\text{Var}[I_T] = T^2 \sigma_T^2 = T^2 \gamma(T) \sigma^2 \quad (3.70)$$

Vanmarcke (1983) define a la escala de fluctuación de  $Y(t)$  como:

$$\theta = \lim_{T \rightarrow \infty} [T \gamma(T)] \quad (3.71)$$

por lo tanto cuando  $T \rightarrow \infty$

$$\gamma(T) = \frac{\theta}{T} \quad (3.72)$$

Cuando la ec.(3.71) tiene un valor finito es demostrable que una definición equivalente para la escala de fluctuación es (Rodríguez-Iturbe, 1986):

$$\theta = \int_{-\infty}^{\infty} \rho(t) dt \quad (3.73)$$

Debe tenerse en cuenta la importancia de  $\theta$  como una escala de tiempos que caracteriza la estructura de correlación de  $Y(t)$ .

Según Vanmarcke (1983) una familia útil de modelos para representar la función varianza de la muestra es descrita por:

$$\gamma(T) = \left[ 1 + \left( \frac{T}{\theta} \right)^m \right]^{-1/m} \quad (3.74)$$

La escala de fluctuación  $\theta$  y el parámetro  $m$  pueden ser estimados por ajuste de una regresión no lineal a los valores obtenidos desde la ec.(3.69) para las distintas escalas de agregación disponibles en la muestra.

Por otra parte, la función de varianza  $\gamma(T)$  y la escala de fluctuaciones  $\theta$  del modelo de pulsos rectangulares de Neyman-Scot pueden escribirse en función de los parámetros del modelo de la manera (Rodríguez-Iturbe, 1986):

$$\gamma(T) = \frac{(8\beta(\eta^2 - \beta^2)(\eta T - 1 + e^{-\eta T}) + 2\mu\eta^3(\beta T - 1 + e^{-\beta T}))}{(4\eta^2\beta(\eta^2 - \beta^2)T^2 + \mu\beta^2\eta^3T^2)} \quad (3.75)$$

$$\theta = \frac{8(\eta^2 - \beta^2) + 2\mu\eta^2}{4\eta(\eta^2 - \beta^2) + \mu\beta\eta^2} \quad (3.76)$$

### 3.5.1.3 Estimación de parámetros

El procedimiento más habitual para la estimación de los parámetros es el método de los momentos (Rodríguez-Iturbe et al., 1987a, b). El modelo de pulsos rectangulares de N-S depende de los cinco parámetros  $\lambda$ ,  $\mu$ ,  $\beta$ ,  $\eta$  y  $\xi$ , por lo que siguiendo al método de los momentos deben ser calculados los cinco estadísticos de la serie observada e igualados a sus expresiones teóricas (ecuaciones (3.62) a (3.64)). El sistema de ecuaciones resultantes debe ser resuelto en función de los parámetros. El procedimiento aquí utilizado es el que propusiera originalmente Rodríguez-Iturbe et al. (1987a, b), en donde la serie histórica es agregada a diferentes escalas temporales, pudiendo comprender desde minutos a días. Del conjunto de escalas consideradas se van tomando pares de escalas  $\tau_i$  y  $\tau_j$  calculándose media, varianza y covarianza por medio de las ec. 3.62, 3.63 y 3.64 en una escala y varianza y covarianza utilizando las ec. 3.63 y 3.54 para la otra. Cada par de escalas originará un sistema de ecuaciones de 5 x 5 no lineal, el cual se resuelve mediante la minimización de una función objetivo  $Z(x)$ , definida por la suma de los residuos normalizados entre los momentos teóricos  $\theta_k(x, \tau)$  y los momentos observados  $\theta_k^*(x, \tau)$  para una determinada escala de agregación seleccionada.

$$Z(x) = \sum_{k, \tau} \left[ \frac{\theta_k(x, \tau)}{\theta_k^*(\tau)} - 1 \right]^2 \quad (3.77)$$

El uso de la relación (3.77) asegura que los grandes valores numéricos no dominen el ajuste. Resulta evidente que en cada combinación de 2 escalas de agregación surgirá un conjunto de grupos de valores de los parámetros  $\lambda$ ,  $\mu$ ,  $\beta$ ,  $\eta$  y  $\xi$ , que minimizan la función  $Z(x)$  por debajo de un cierto umbral. Por ello, es necesario un mejoramiento del ajuste, donde se evalúe el ajuste global de cada grupo de parámetros en todas las escalas temporales consideradas. Una función de mejoramiento del ajuste, utilizable para la evaluación de los estadísticos calculados a partir de cada grupo de parámetro en todas las escalas es (Calenda y Napolitano, 1999; Velghe et al., 1994):

$$S = \frac{1}{n} \left[ \sum_{l=1}^n \left( 1 - \frac{X_{cal,l}}{X_{his,l}} \right)^2 \right] \times 100 \quad (3.78)$$

donde el índice  $l$  indica la media, varianza y lag-1 de todas las escalas,  $X_{cal,l}$  es el valor de los estadísticos  $l$  obtenido usando los parámetros calculados, en tanto que  $X_{his,l}$  es el valor histórico del estadístico.

## 3.5.2 Aplicación del Modelo en Estación Rosario-Aero

### 3.5.2.1 Caracterización de la muestra

#### Estadísticos muestrales

El modelo fue aplicado en una estación pluviográfica de Rosario (Santa Fe, Argentina) denominada Rosario-Aero, en la serie pluviográfica desde 1986 a 1998 (DGHYS, 1999). Si bien la estación tiene capacidad de registro de datos cada 5 minutos, con tal discretización solo se registraron un 36% de las tormentas involucradas en la serie. El mínimo intervalo de agregación adoptado de los registros de lluvia fue de 1/2 hora en función de que comprende a más del 95% de las tormentas observadas. El completamiento de la serie en el resto de las tormentas se llevó a cabo mediante la consideración de distribuciones internas observadas en estaciones vecinas. El modelo fue aplicado en series mensuales con el objeto de preservar la estacionariedad del proceso. Para cada mes fueron determinados estadísticos como: media, varianza, covarianza y coeficientes de autocorrelación de orden 1 y 2 y probabilidad de intervalos de tiempo seco para escalas de agregación de 0.5, 1, 2, 3, 4, 6, 12 y 24 horas. Los estadísticos correspondientes al mes de marzo se presentan en la Tabla 3.22. A los efectos ilustrativos se expone a marzo como mes testigo, siendo este uno de los meses más lluviosos en la serie observada.

Tabla 3.22. Estación Rosario-Aero. Serie 1986-1998. Mes de Marzo  
Estadísticos para distintas escalas de agregación.

T (h)	Cant. Datos	E(h <sub>i</sub> ) (mm)	Var(h) (mm <sup>2</sup> )	Covar <sub>1</sub> (h) (mm <sup>2</sup> )	ρ <sub>1</sub> (h)	Covar <sub>2</sub> (h) (mm <sup>2</sup> )	ρ <sub>2</sub> (h)	F[Y <sub>i</sub> =0]
0.5	16368	0.0843	0.6397	0.4069	0.6361	0.2665	0.4166	0.9600
1	8184	0.1687	2.0504	1.2035	0.5870	0.7764	0.3787	0.9555
2	4092	0.3374	6.3234	3.2413	0.5126	0.9312	0.1473	0.9450
3	2728	0.5061	12.4203	4.5031	0.3626	0.9551	0.0769	0.9413
4	2046	0.6748	18.8716	5.5910	0.2963	1.2677	0.0672	0.9272
6	1364	1.0121	28.7750	9.9545	0.3459	2.2970	0.0798	0.9135
12	682	2.0243	70.5468	19.7151	0.2795	6.0932	0.0864	0.8783
24	341	4.0486	202.7422	19.7191	0.0973	-8.1524	-0.0402	0.8123

Covar<sub>k</sub> ; ρ<sub>k</sub> : covarianza y coeficiente de autocorrelación de orden k  
F[Y<sub>i</sub>=0]: Relación entre el número de datos ceros y el número total de datos.

**Análisis de Fluctuaciones**

En lo que respecta al análisis de fluctuaciones se estimaron las funciones de varianza a partir de la ec. (3.69), utilizando datos agregados a 0.50 h. Posteriormente, mediante el uso de regresiones no-lineales se ajustaron en cada mes funciones de varianza como la propuesta por Vanmarke (1983) (ec. (3.74)). En el caso del mes de marzo los valores resultaron  $m = 1.108$  y  $\theta = 3.212$ . Como se muestra en la Figura 3.33 la estimación de la función de varianza observada es ajustada de manera adecuada por la función propuesta por Vanmarke (1983), resultando un coeficiente de correlación de 0.999 entre ambas funciones. En los diferentes meses del año no se detectó una sustancial diferencia en la función de varianza  $\gamma(T)$ . Por otro lado en lo concerniente a la varianza  $\sigma^2$  del proceso continuo  $Y(t)$  se determinaron valores con un máximo de 2.50 (mm/h)<sup>2</sup> en los meses de mayores lluvias (verano) en tanto que se determinaron valores con un mínimo de 0.11 (mm/h)<sup>2</sup> en los meses de escasas lluvias (invierno).

**3.5.2.2 Determinación de los parámetros del modelo de N-S**

Para la minimización de la función objetivo (ec. 3.77) fue utilizado el método de convergencia cuadrática de Powell (Press et al., 1986). En vista a contemplar la influencia de los puntos iniciales de búsqueda de la solución se consideró un dominio espacial  $R^5$  de los valores de los parámetros  $\lambda(1/h)$ ,  $\eta(1/h)$ ,  $\mu$ ,  $\xi$  (mm/h) y  $\beta$  (1/h). Se establecieron valores mínimos y máximos (Tabla 3.23) de cada uno de los parámetros en función de consideraciones físicas y datos de la literatura (Calenda y Napolitano, 1999). Los intervalos de cada parámetro fueron divididos en  $n=11$  subintervalos, determinándose  $n^5$  puntos de inicio de búsqueda del mínimo. Con las 8 agregaciones utilizadas (0.5; 1; 2; 3; 4; 6; 12 y 24 horas) quedaron definidos 28 combinaciones de pares de escalas (0.5-1; 0.5-2; 0.5-3; 0.5-4; 0.5-6; 0.5-12; 0.5-24; 1-2; 1-3; 1-4; 1-6; 1-12; 1-24; 2-3; 2-4; 2-6; 2-12; 2-24; 3-4; 3-6; 3-12; 3-24; 4-6; 4-12; 4-24; 6-12; 6-24; 12-24) generando a su vez 28 sistemas de ecuaciones no lineales para cada mes. En cada sistema de ecuaciones se comenzó desde  $11^5 = 161051$  condiciones iniciales diferentes en búsqueda de valores mínimos de la función objetivo.

Tabla 3.23. Rango de los valores iniciales de los parámetros

Parámetro	$\lambda$ (1/h)	$\eta$ (1/h)	$\mu$	$\xi$ (mm/h)	$\beta$ (1/h)
Límite inferior	0.001	0.100	2	0.100	0.010
Límite superior	0.050	20	100	30	3.000

A los efectos de caracterizar las diferentes combinaciones de escalas de agregación utilizadas en la resolución del sistema de ecuaciones se define el índice de escala:

$$\epsilon_{i,j} = \frac{\tau_j}{\tau_i} \tag{3.79}$$

En la Figura 3.32 se presenta la relación entre el índice de escala  $\epsilon_{i,j}$  y el valor de la función objetivo Z (mes de Marzo) para las mejores soluciones en cada escala de agregación, considerando como mejores a aquellas soluciones con valores de la función objetivo  $Z < 1 \times 10^{-2}$ . En la Figura 3.32 puede observarse claramente que las combinaciones de escalas con menores valores de la función objetivo Z son aquellas en que la relación entre las escalas es mayor o igual a 6. Del análisis de todos los meses surge que las mejores soluciones se encuentran para relaciones de escalas superiores o iguales a 3. Calenda y Napolitano (1999) determinaron valores de las relaciones de escalas con menores valores de Z, aún mayores a los aquí expuestos y ensayan una respuesta a esa tendencia analizando la relación entre parámetros en las distintas escalas. Dichos autores concluyen que cuando las escalas son cercanas, el comportamiento

estadístico de los procesos es semejante con lo cual los parámetros no serían unívocamente determinados. Por el contrario si las escalas son bien diferenciadas, los valores de los parámetros no cambian de acuerdo al punto de inicio existiendo una única solución.

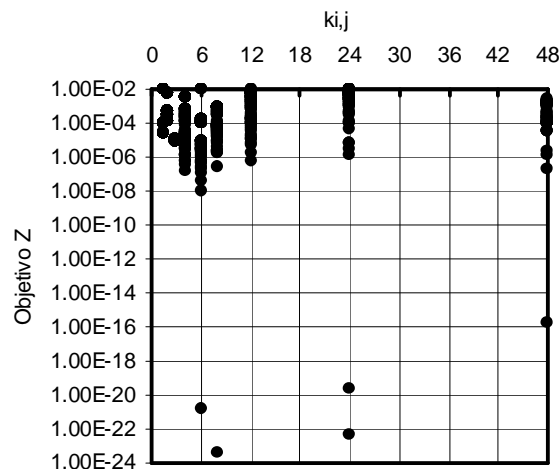


Figura 3.32. Función Objetivo Z vs Índice de Escala  $\epsilon_{i,j}$ . Mes de Marzo.

### 3.5.2.3 Mejoramiento del ajuste

La estimación de la mejor solución para el conjunto de las 8 escalas temporales (0.5, 1, 2, 3, 4, 6, 12 y 24 hs) se lleva a cabo mediante un mejoramiento del ajuste. A partir de la evidencia observada en cálculos preliminares acerca de que la mejor solución no necesariamente implica el valor mínimo absoluto de Z en la combinación de escalas respectiva, se evaluaron para el mejoramiento, todas los grupos de soluciones con valor de  $Z \leq 0.01$ , considerando los parámetros obtenidos al resolver las 28 combinaciones de escalas.

El proceso de mejoramiento del ajuste propiamente dicho consistió en una calificación ponderada simultánea de:

- a) Valor de la función Z (60% de participación en ponderación)
- b) Valor de la función S (ec. 3.78) (25% de participación en ponderación)
- c) Valor de la función S aplicada a la diferencia entre la función varianza  $\gamma(T)$  de la muestra (ec. 3.74) y  $\gamma(T)$  del modelo N-S (ec. 3.75) (15% de participación en ponderación).

El valor óptimo del mejoramiento del ajuste para el mes de marzo correspondió a un grupo de parámetros calculados en la combinación de escalas de 3 - 24 hs, con un valor de función objetivo  $Z = 3.78E-24$ , función de mejoramiento  $S = 1.35\%$  y  $S(\gamma(T)) = 1.36\%$ . En la Figura 3.33 se presentan la función de varianza  $\gamma(T)$  del modelo de pulsos rectangulares de Neyman-Scot, conjuntamente con los valores orginados a partir de la muestra, establecidos a partir de la ec.(3.69) y el modelo de función de varianza ajustado por ec. (3.74). Los parámetros del modelo en todos los meses para la solución óptima se presentan en la Tabla 3.24 De acuerdo a valores de S hallados en la bibliografía (Calenda y Napolitano (1999), Velghe et al. (1994)) puede considerarse el nivel de ajuste como aceptable.

En los meses de enero y julio no se hallaron soluciones con valores de la función S inferiores a 17% y 26.8% respectivamente, lo que indica una menor bondad del modelo para la reproducción de lluvias en esos meses. Analizando término a término la sumatoria planteada por la ec. (3.78) se comprobó que el alto valor de S se debe a la falla en el ajuste del lag-1 en la escala de 24 hs. En los meses aludidos se produce en las lluvias observadas el mínimo valor positivo de lag-1 en la escala de 24 hs (mes de enero) y el único valor negativo del lag-1 en la misma escala (mes de julio), ambos cercanos a 0. Cuando se intentó buscar soluciones para esos meses condicionando el mejoramiento planteado en la ec. (3.78) a las soluciones donde la diferencia entre los valores teóricos y observados no superaran el 50% del valor observado y , no se encontró una solución que satisfaga ese condicionamiento para  $Z \leq 0.01$ .

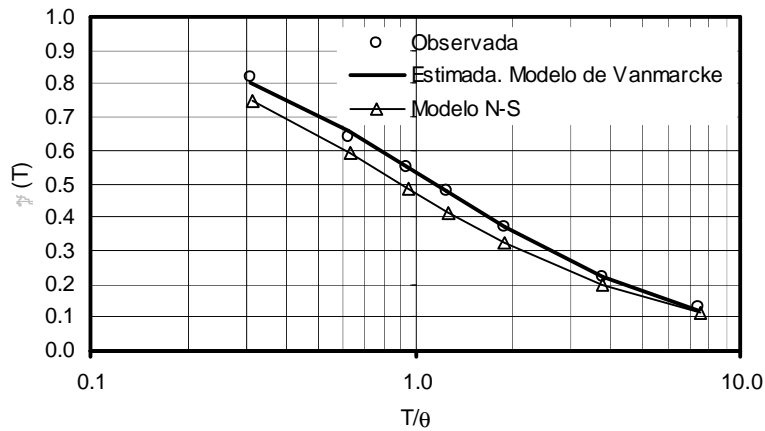


Figura 3.33. Función de varianza  $\gamma(T)$

Tabla 3.24. Parámetros resultantes del mejoramiento del ajuste.

Mes	$\tau_i$ (h)	$\tau_j$ (h)	$\lambda(1/h)$	$\eta$ (1/h)	$\mu$	$\xi$ (mm/h)	$\beta$ (1/h)	Z	S (%)	$\theta$	S( $\gamma$ )(%)
Ene	0.5	4	0.010174	4.128838	10.06710	6.594752	0.456184	0.40E-23	17.04	1.341	20.50
Feb	1	24	0.009951	1.438589	2.416999	7.018521	0.177796	0.74E-24	1.85	2.085	5.18
Mar	3	24	0.007110	1.082894	3.779467	6.79748	0.162049	3.78E-24	1.35	3.173	1.36
Abr	1	12	0.006882	1.885393	8.426320	5.341779	0.163642	2.09E-32	1.47	2.797	8.97
May	0.5	6	0.005138	2.875743	7.726374	5.042089	0.414621	3.64E-24	3.65	1.611	13.86
Jun	0.5	24	0.005102	1.159011	2.819853	3.521109	0.283863	1.65E-06	1.28	2.551	4.61
Jul	0.5	3	0.003646	2.291419	5.489877	2.456174	0.583397	9.14E-08	26.80	1.568	11.58
Ago	0.5	12	0.004076	2.251276	6.891461	2.057554	0.294686	8.45E-17	1.64	1.989	13.23
Set	1	24	0.005394	1.089781	2.921599	2.410589	0.242612	3.02E-05	9.76	2.771	0.43
Oct	0.5	6	0.008183	2.118620	9.801529	3.583404	0.283702	1.09E-23	12.65	2.473	11.64
Nov	1	12	0.009903	1.251981	2.950291	6.456836	0.277236	7.22E-18	1.58	2.421	3.11
Dic	3	24	0.014110	1.393174	3.557947	5.050017	0.254766	1.36E-23	11.01	2.360	1.62

### 3.5.2.4 Generación de Series Sintéticas

Una vez seleccionados los parámetros para cada mes, se procedió a generar las series sintéticas de lluvias aplicando el método de Montecarlo a las distribuciones establecidas en las ecuaciones (3.55) a (3.59). Se determinaron 10 series de 12 años de longitud temporal, definiéndose en cada caso la serie máxima, media y mínima en función del acumulado en la escala de 24 horas. Se calcularon los principales estadísticos para todas las escalas de agregación utilizadas en la determinación de los parámetros (0.5 a 24 hs) y en las escalas adicionales de 48, 72 y 168 hs.

Para cuantificar la calidad de los resultados calculados por el modelo se procedió a comparar estadísticos y variables características con los valores obtenidos desde las series observadas. La comparación incluyó valor medio, varianza, coeficientes de autocorrelación lag-1, lag-2 y lag-3 y probabilidad de lluvia cero. Asimismo se compararon variables características como máximos (1º a 11º) en cada escala de agregación y probabilidades de no excedencia de lluvia. Para evaluar globalmente la capacidad de simulación en los 12 meses se aplicó un Test T a la varianza, lag-1, probabilidad de lluvia cero y máximo horario, diario y semanal; en tanto que también se aplicó el test a valores medios y máximos mensuales.

En las Figuras 3.34 a 3.43 se presentan las comparaciones de valores calculados y observados para el mes de marzo. Las Figs. 3.34 y 3.35 corresponden a valor medio y varianza; las Figs. 3.36 y 3.37 corresponden a los coeficiente de autocorrelación de orden 1 y 2; en la Fig. 3.38 se representa la probabilidad de lluvia cero; las Figs. 3.39 a 3.43 corresponden al 1er., 3er., 5to., 7mo. y 9no. máximo de la serie generada en tanto que las Figs. 3.54 a 3.57 corresponden a las probabilidades de no excedencia para lluvias de 1, 24, 72 y 168 horas.

En el caso del valor medio, la varianza y la probabilidad de lluvia cero se lograron resultados altamente satisfactorios computándose una correlación entre curvas observadas y calculadas (simulaciones mínima, media y máxima)  $R^2 > 0.99$ .



Es menos satisfactorio, sin dejar de ser aceptable, el ajuste para la estructura de correlación (lag-k). El lag-1 mostró una correlación superior  $R^2 > 0.90$  en tanto que el lag-2 de la simulación media fue mas pobre  $R^2 > 0.80$  ( $R^2 > 0.89$  para simulación máxima y  $R^2 > 0.77$  para simulación mínima).

Analizando los máximos de las series desde el 1er al 11mo máximo la correlación es superior al 0.85. En lo referente a la probabilidad de no excedencia las correlaciones entre valores calculados y muestrales fueron  $R^2 > 0.94$  para 1y 24 horas en tanto que desciende a 0.82 y 0.72 para 72 y 168 horas respectivamente.

En lo que concierne a la evaluación global en todos los meses del año en las Fig. 3.48 a 3.51 se presenta el Test T aplicado a variables horarias, diarias, semanales y mensuales respectivamente. El Test T evalúa la relación entre la diferencia entre valor histórico y calculado respecto al error estandar del valor calculado. La mayor parte de los valores del test varía alrededor de la línea del cero indicando una capacidad satisfactoria del modelo en todos los meses del año. Se observan algunas diferencias por encima del nivel de significancia del 5% en el caso de la probabilidad diaria de lluvia cero en algunos meses de año. Sin embargo, las diferencias no se propagan a variables características a escala semanal y mensual.

### 3.5.3 Conclusiones Modelación Estocástica de Lluvias Puntuales mediante un Modelo de Pulsos Rectangulares

El modelo de agrupamiento de pulsos rectangulares de Neyman-Scott (N-S) ha demostrado una capacidad de generación de series sintéticas de lluvias puntuales con semejanza estadística a las series observadas. El modelo ha permitido aproximar muy aceptablemente propiedades de 2do orden y probabilidad de lluvia cero de las series generadas a las observadas en un rango de escalas temporales desde 0.50 a 168 horas. En tanto que la aproximación es de menor calidad, sin dejar de ser aceptable, en lo que respecta a estructura de correlación (autocorrelación de orden 1 a 3) valores extremos y probabilidad de no excedencia de valores máximos

No se observó la tendencia reportada por otros autores (Entekhaby et al., 1989) del modelo N-S original, a sobreestimar la probabilidad de tiempo seco para grandes escalas temporales.

Las soluciones con menores valores de la función objetivo Z se encontraron para relaciones de escalas temporales superiores o iguales a 3.

Las soluciones con menor valor de la función de mejoramiento S no necesariamente implicaron el mínimo absoluto de la función Z en la combinación de escalas respectiva. En los casos de soluciones con valores mínimos cercanos de Z y S resultó adecuado para la selección de la menor solución para cada mes, la utilización de un criterio adicional basado en la comparación entre las funciones de varianza observada y del modelo de N-S. Este criterio adicional aseguró la no selección de soluciones que si bien permitían valores claramente aceptables de Z y S, por otro lado establecían valores de los parámetros marcadamente sin significado físico. En los meses de enero y julio no se hallaron soluciones con valores de la función S inferiores a 17% y 26.8% respectivamente, lo que indica una menor bondad del modelo para la reproducción de lluvias en esos meses. Pudo comprobarse que el alto valor de S se debe a un pobre ajuste de los lag-1 teóricos en la escala de 24 hs, cuando los valores observados son cercanos a 0.

En la evaluación del modelo a lo largo de todos los meses del año se observan una mayoría de valores del test T aplicado a diversas variables a escala horaria, diaria, semanal y mensual, por debajo del 5% de nivel de significancia.

Una de las potencialidades del presente modelo radica en la descripción matemática del proceso físico de lluvia y la posibilidad de su agregación temporal a tiempos superiores a los de la duración de la tormenta, lo que lo hace apto no solo para estudios concernientes a transformación lluvia caudal, sino para su utilización en estudios de procesos del ciclo hidrológico como infiltración, balance, recarga de acuíferos, etc..

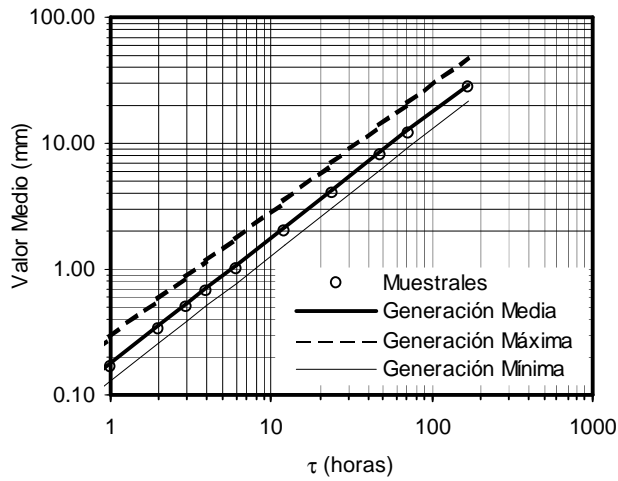


Figura 3.34. Valor medio. Mes de Marzo.

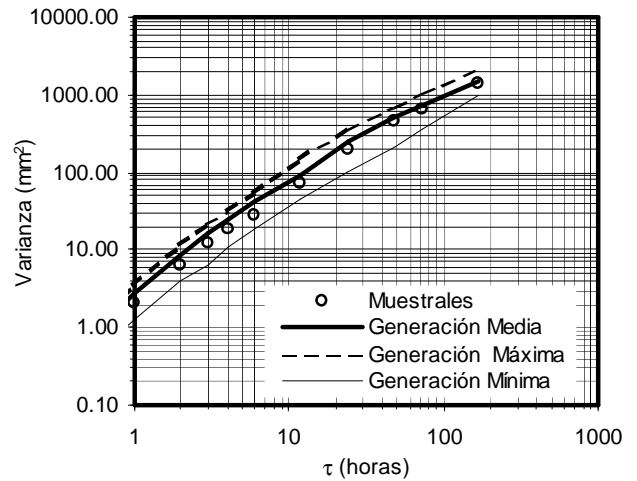


Figura 3.35. Varianza. Mes de Marzo.

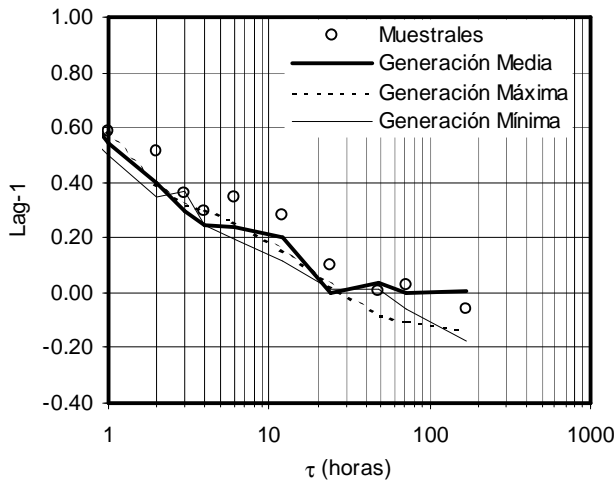


Figura 3.35. Coeficiente de autocorrelación de orden 1. Mes de Marzo.

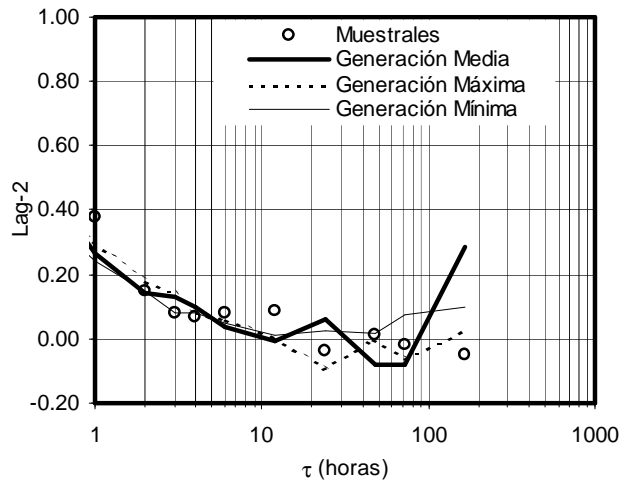


Figura 3.37. Coeficiente de autocorrelación de orden 2. Mes de Marzo.

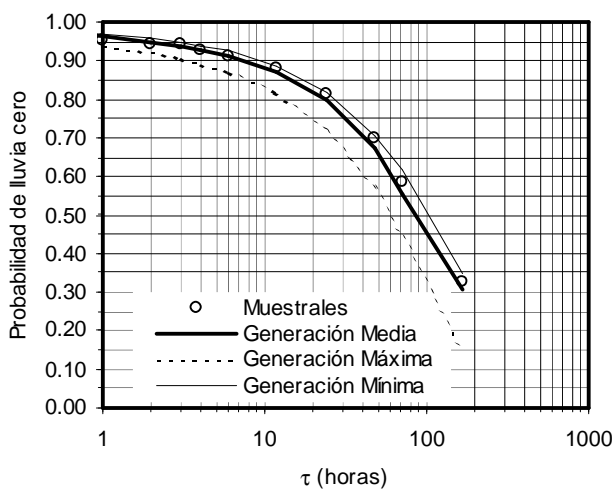


Figura 3.38. Probabilidad de tiempo seco. Mes de Marzo.

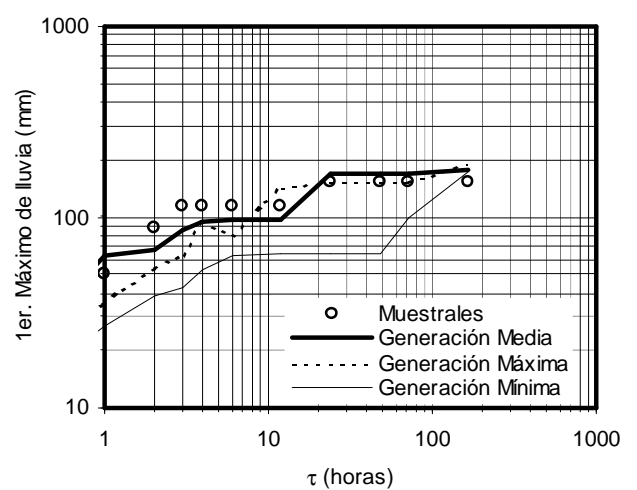


Figura 3.39. Primer máximo de lluvia de la serie. Mes de Marzo.

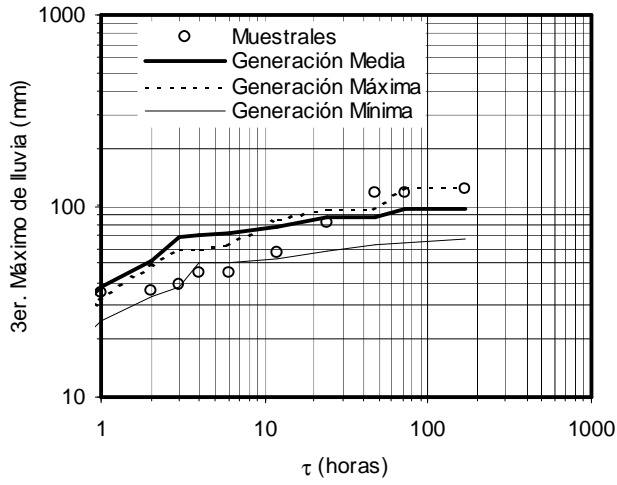


Figura 3.40. Tercer máximo de lluvia de la serie. Mes de Marzo.

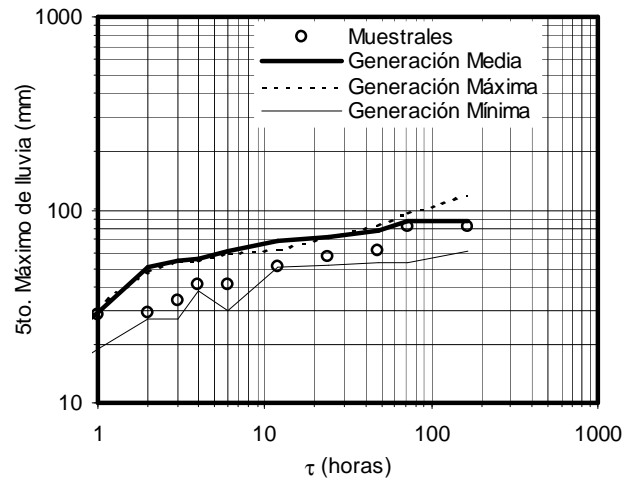


Figura 3.41. Quinto máximo de lluvia de la serie. Mes de Marzo.

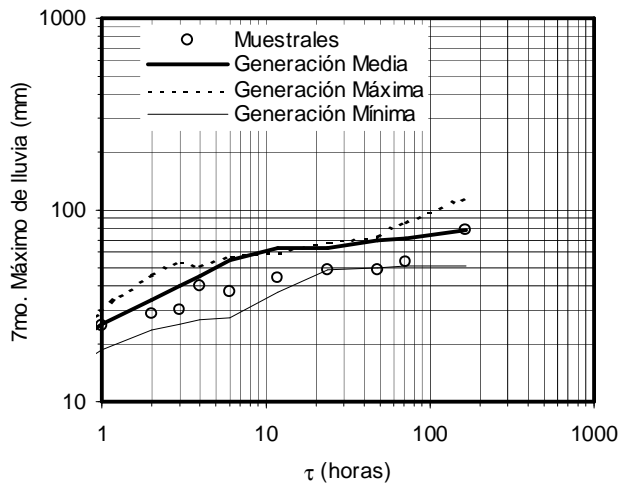


Figura 3.42. Séptimo máximo de lluvia de la serie. Mes de Marzo.

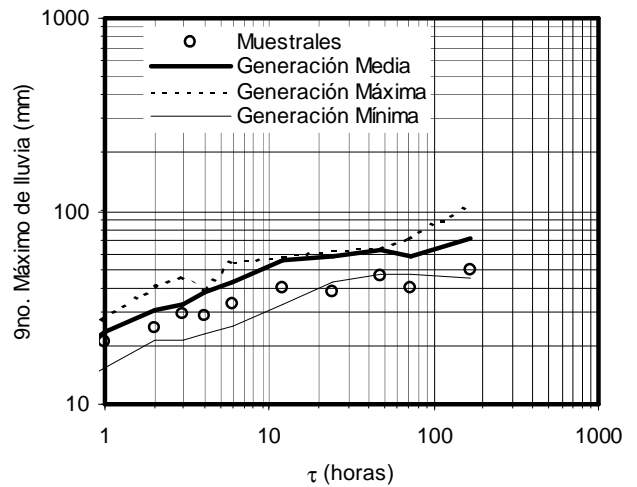


Figura 3.43. Noveno máximo de lluvia de la serie. Mes de Marzo.

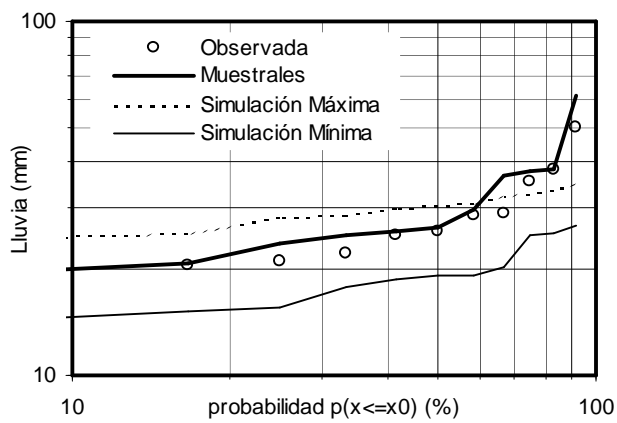


Figura 3.44. Máximos en 1 hora. Mes de Marzo.

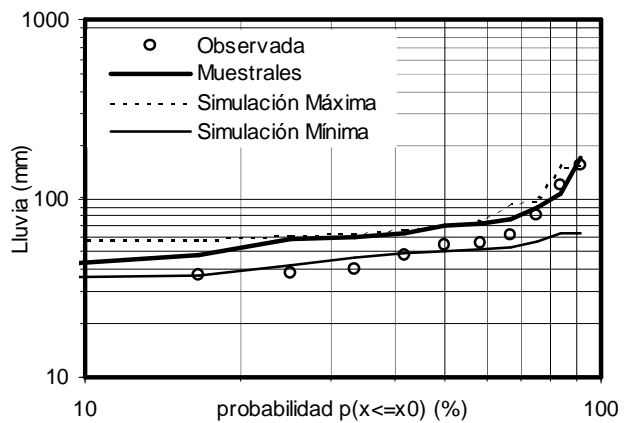


Figura 3.45. Máximos en 24 horas. Mes de Marzo.

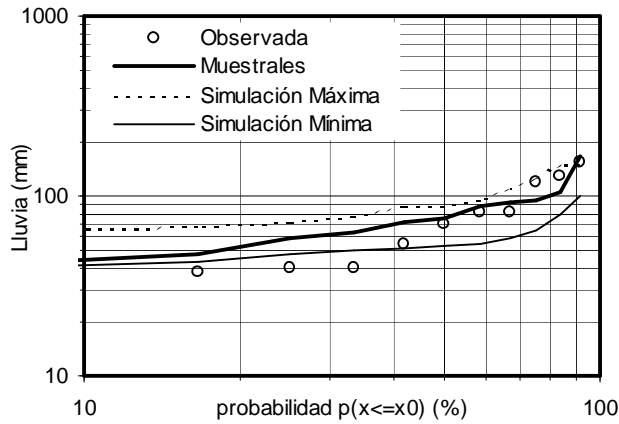


Figura 3.46. Máximos en 72 horas. Mes de Marzo.

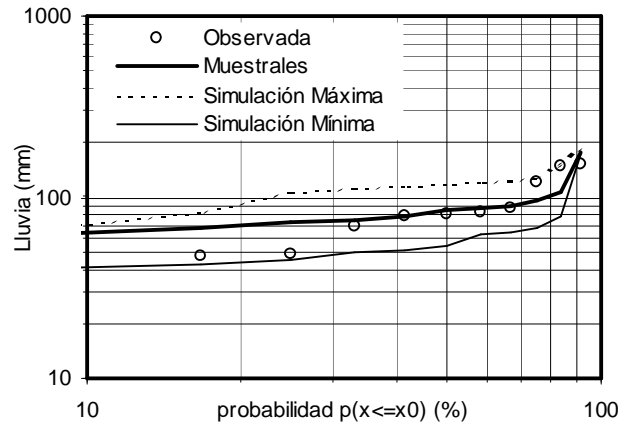


Figura 3.47. Máximos en 168 horas. Mes de Marzo.

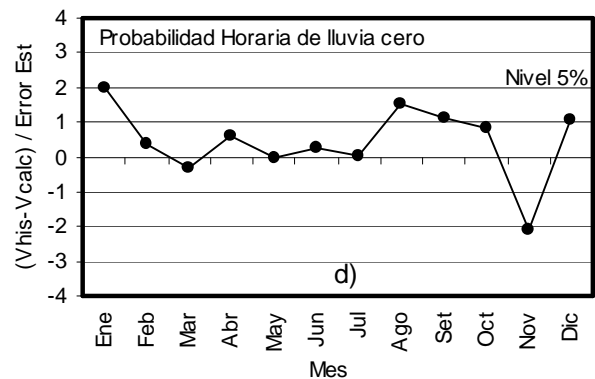
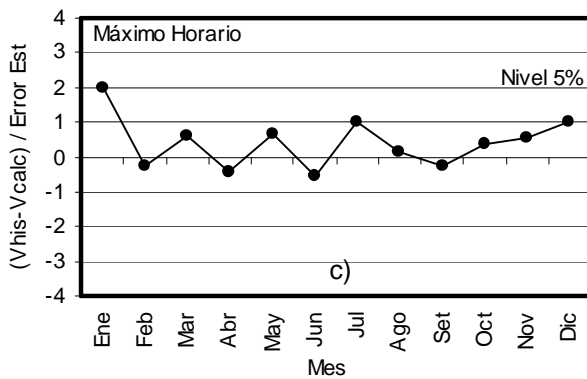
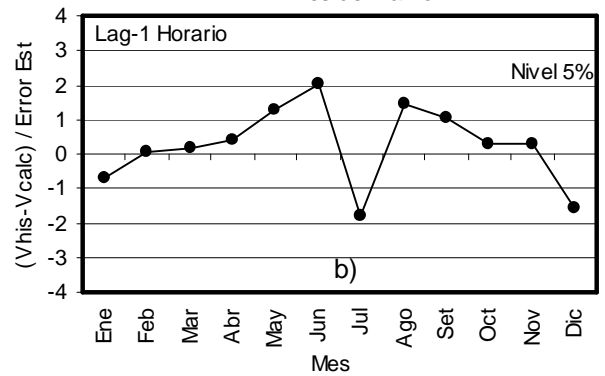
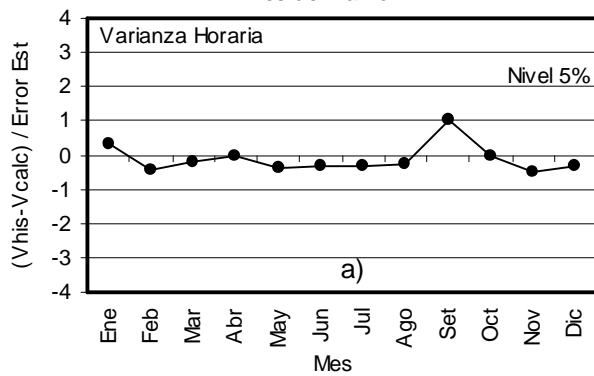


Figura 3.48. Test T para una agregación horaria de las series de tiempos. a) Varianza; b) Lag-1; c) Valor máximo y d) Probabilidad de lluvia cero. Vhis: valor histórico; V calc: valor calculado y Error Est: error estandar.

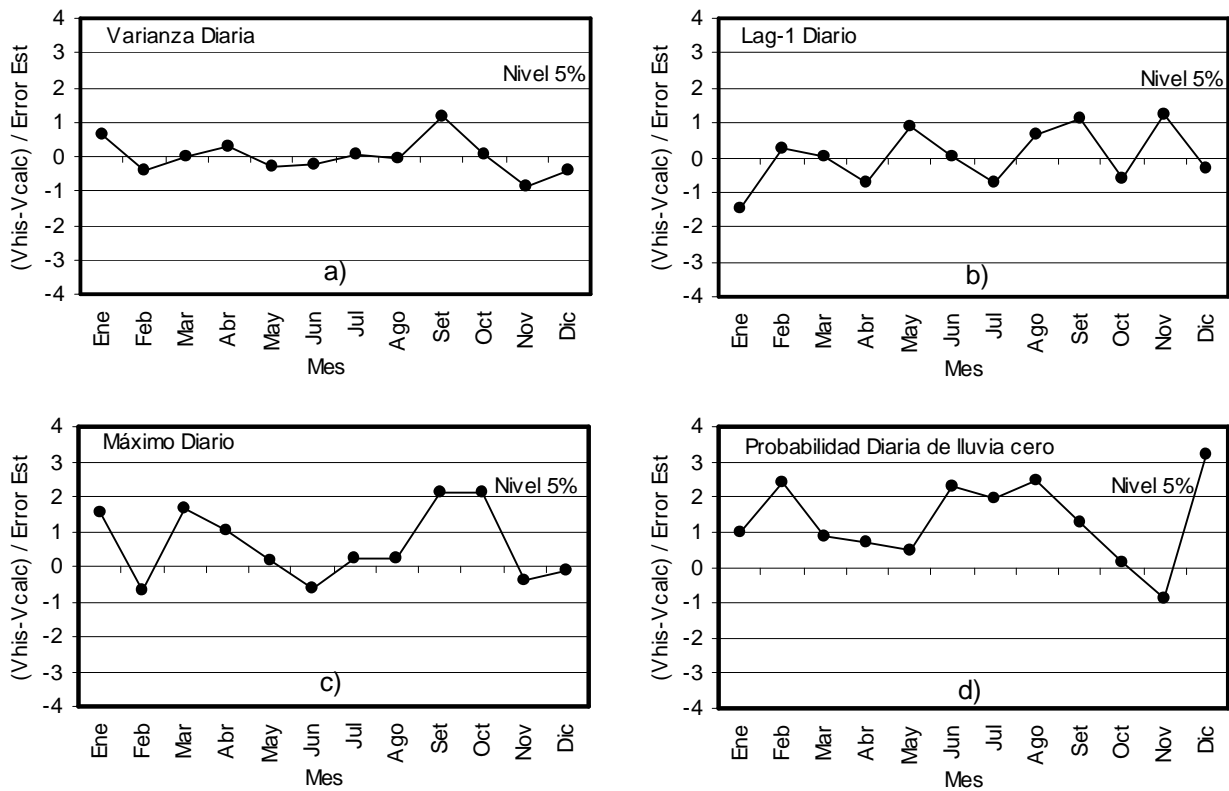


Figura 3.49. Test T para una agregación diaria de las series de tiempos. a) Varianza; b) Lag-1; c) Valor máximo y d) Probabilidad de lluvia cero. Vhis: valor histórico; V calc: valor calculado y Error Est: error estandar

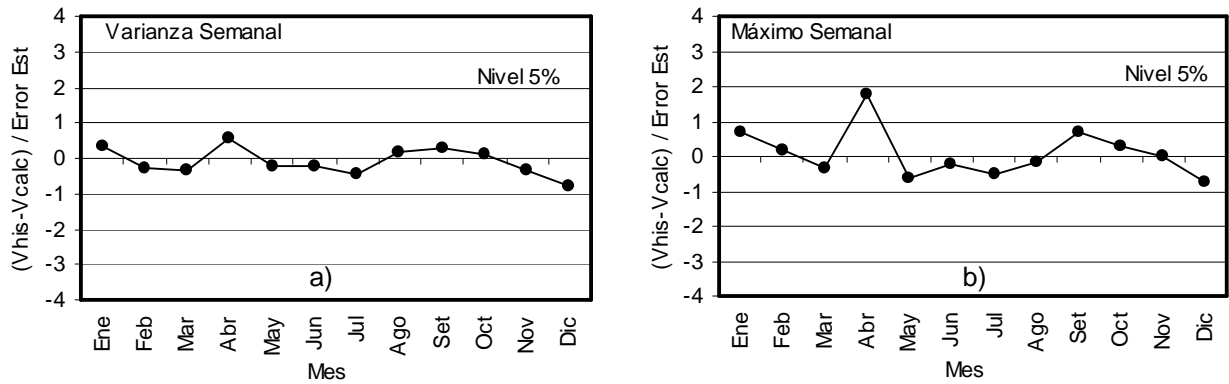


Figura 3.50. Test T para una agregación semanal de las series de tiempos. a) Varianza; b) Valor Máximo. Vhis: valor histórico; V calc: valor calculado y Error Est: error estandar.

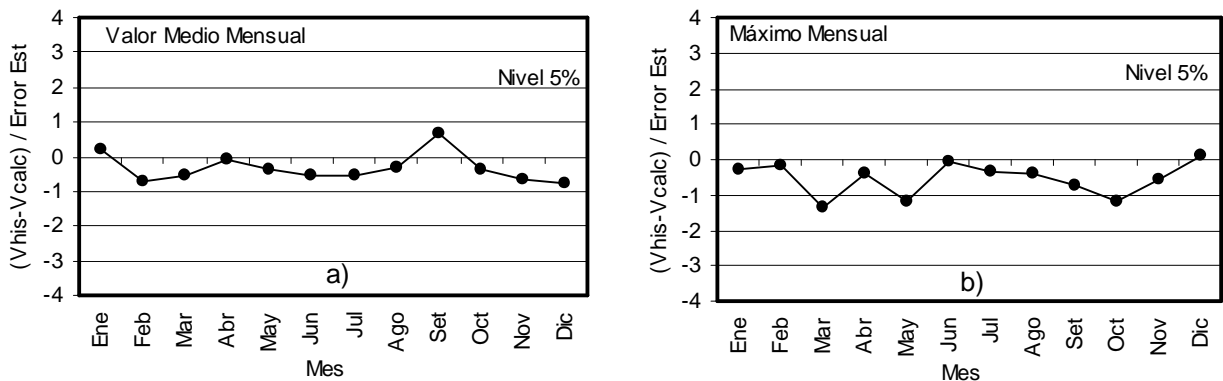


Figura 3.51. Test T para una agregación mensual de las series de tiempos. a) Valor Medio; b) Valor Máximo. Vhis: valor histórico; V calc: valor calculado y Error Est: error estandar.

### 3.6 ENVOLVENTE DE PRECIPITACIONES MÁXIMAS EN LA REGIÓN DE ROSARIO, ARGENTINA

A continuación se presentan una serie de valores máximos de precipitación para distintas duraciones, registrados en zonas cercanas a Rosario (Santa Fe, Argentina). Algunos valores pertenecen a series de distintas duraciones como serie Rosario Aero RA 1943-1997 y 1986-1998, Ibarlucea 1994-1996, Despacho Nacional de Cargas DNC 1994-1996; en tanto que otros valores corresponden a tormentas individuales como es el caso de Pergamino 1995, Planetario Rosario 1996 y Cañada de Gomez 2000.

Puede verse claramente como tormentas individuales como las registradas en Pergamino 1994, Planetario Rosario 1996 y Cañada de Gomez 2000 superan los registros determinados en Estación Rosario Aero que sirven de base para la construcción de las IDR de Rosario. Este comportamiento amerita un cierto cuidado al considerar la regionalidad de las lluvias puntuales registradas en un cierto sitio, especialmente cuando se trata de tormentas de elevada recurrencia (tener presente que los valores graficados corresponden a los máximos valores en la serie de cada duración).

Sobre los valores máximos fue construida una envolvente de intensidades (Riccardi, 2003b), la que resultó en una ecuación del tipo:

$$i = 994 D^{-0.518} \tag{3.80}$$

donde  $i$  (mm/h) es la intensidad y  $D$  (min) es la duración asociada a esa intensidad.

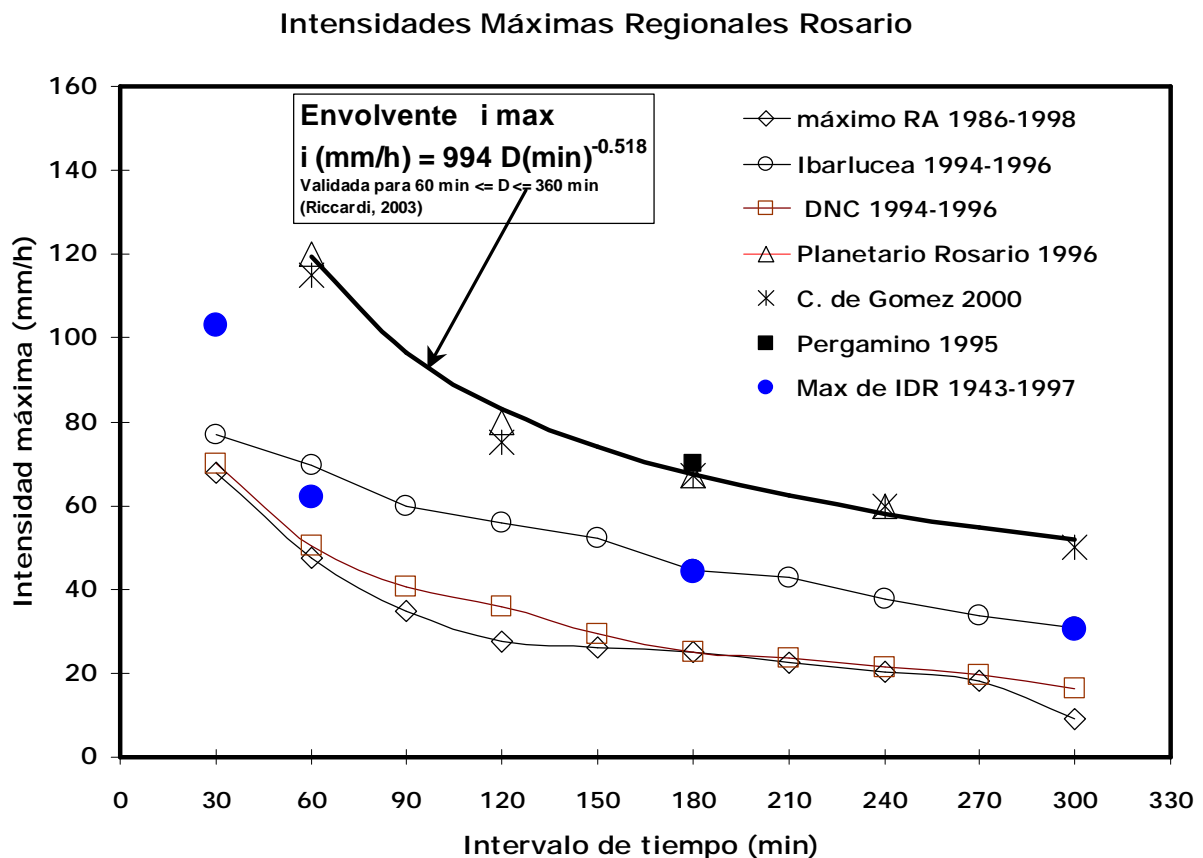


Figura 3.51. Envlovente de Intensidades Máximas en la región de Rosario (Santa Fe, Argentina)

### 3.7 BIBLIOGRAFÍA

- Benjamín, J. y Cornell C. (1981), Probabilidad y Estadística en Ingeniería Civil, Mc Graw-Hill, Buenos Aires. 680 p.
- Bertoni J. (1995), Hidrología de Proyecto, Cap. 4, Material Curso Drenaje Pluvial Urbano, FICH, UNL, Santa Fe, 68 p.
- Caamaño Nelli G. (2003), Variación de la PMP con la Duración. Elección de la Escala de Diseño, Cap. 9 en Lluvias de Diseño (Caamaño Nelli y Dasso, 2003), Universitas, Córdoba, pp 111-123.
- Caamaño Nelli G. y Dasso C. (2003), Lluvias de Diseño, Universitas, Córdoba. 222 p.
- Caamaño Nelli G. y García C. (2003), Precipitación Máxima Probable. Estimación Estadística Regional Diaria, Cap. 8 en Lluvias de Diseño (Caamaño Nelli y Dasso, 2003), Universitas, Córdoba, pp 99-110.
- Caamaño Nelli G., Di Benedetto, H. y Zamanillo E. (1994), Hietogramas Típicos de Tormentas Intensas en la Estación La Suela, provincia de Córdoba, XV Congreso Nacional del Agua, CPCNA, La Plata, Argentina. T 2, pp-225-237.
- Calenda, G. and F. Napolitano (1999), Parameter estimation of Neyman-Scott processes for temporal point rainfall simulation, *Journal of Hydrology*, Vol. 225, pp. 45-66.
- Cowpervait, P.S.P.(1991), Further Developments of the Neyman-Scott clustered point process for modeling rainfall, *Water Resources Research*, Vol. 27 (7), pp. 1431-1438.
- Cox, D.R. and V. Isham, V. (1980), Point Processes, Chapman and Hall, London.
- Chow, V. T., Maidment, D. y Mays, L. (1994), Hidrología Aplicada, McGraw-Hill Interamericana, Buenos Aires. 584 p.
- Dasso C., (2003), Distribución Temporal Interna: Síntesis de Tormentas Intensas, Cap. 12 en Lluvias de Diseño (Caamaño Nelli y Dasso, 2003), Universitas, Córdoba, pp 147-160.
- DGHyS (1999), Serie Temporal de Lluvias en Rosario-Aero 1986-1998. En soporte magnético, Dirección General de Hidráulica y Saneamiento de la Municipalidad de Rosario, Rosario, Argentina.
- Entekhabi, D., Rodriguez-Iturbe, I. and P.S. Eagleson (1989), Probabilistic Representation of the Temporal Rainfall Process by a Modified Neyman-Scott Rectangular Pulses Model: Parameter Estimation and Validation, *Water Resources Research*, Vol. 25 (2), pp. 295-302.
- GWP-SAMTAC (2001), Agua para el Siglo XXI: De la Visión a la Acción, América del Sur, Global Water Partnership, 78 p.
- Kavvas, M.L. and J. W. Delleur (1981), A stochastic model of daily rainfall sequences, *Water Resources Research*, Vol. 17 (4), pp. 1151-1160.
- Marien, J.L. and G.L. Vandewiele (1986), A Point Rainfall Generator with Internal Storm Structure, *Water Resources Research*, Vol. 22 (4), pp. 475-482.
- Onof, C. and H.S. Wheater (1993), Modelling of British rainfall using a random parameter Barlett-Lewis rectangular pulse model, *Journal of Hydrology*, Vol. 149, pp. 67-95.
- Orsolini H., Zimmermann E. y Basile P. (2000), Hidrología Procesos y Métodos, UNR Editora, Rosario. 319 p.
- Press W.H., B. Flannery, S. Teukolsky and W. Vetterling (1986), Numerical Recipes, Cambridge University Press, New York, pp. 297-300.
- Laurence, A., Marsalek, J., Ellis, J. and Urbonas, B., (1996), Stormwater detention & BMPs, *Journal of Hydraulic Research*, 34, 799-814.
- Riccardi, G. (2000), Caracterización Descriptiva y Estadística de Lluvias registradas en Estación Rosario Aero en período 1986-1998, Cuadernos del CURIHAM, sIN 1514-2906, PHI-UNESCO, UNR Editora, Vol 6, Nº 2. pp. 93-119.
- Riccardi, G. (2003a), Simulación de Lluvias Puntales desde Escala Horaria a Semanal, II Congreso Argentino de Hidrogeología y I Seminario Hispano-Latinoamericano sobre Temas actuales de la Hidrología Subterránea (Eds.: Basile P., Mancinelli A., Pouey N., Riccardi G. y Zimmermann E.), UNR Editora, Rosario, Argentina, Tomo I, pp. 49-58.
- Riccardi, G. (2003b), Lluvias Máximas en la Región de Rosario, Informe de Investigación CIUNR, Inédito. CURIHAM, FCEIA, UNR, 5 p.
- Rodríguez-Iturbe, I. And Mejía J. (1974), On the Transformation of Point Rainfall to Areal Rainfall, *Water Resources Research*, Vol. 10, Nro. 4, pp. 729-735.
- Rodríguez-Iturbe, I. (1986), Scale of fluctuations of rainfall models, *Water Resources Research*, Vol. 22 (9), 15S-37S.
- Rodríguez-Iturbe, I., V.K. Gupta, and E. Waymire (1984), Scale considerations in the modelling of temporal rainfall, *Water Resources Research*, Vol. 20 (1), pp. 1-10.

- Resources Research, Vol. 20 (11), pp. 1611-1619.
- Rodriguez-Iturbe, I. and P.S. Eagleson (1987a), Mathematical models of rainstorm events in space and time, Water Resources Research, Vol. 23 (1), pp. 181-190.
- Rodriguez-Iturbe, I., D.R. Cox and V. Isham (1987b), Some models for rainfall based on stochastic point processes, Proc. R. Soc. Lond., Series A (410), pp. 269-288.
- Rodriguez-Iturbe, I., D.R. Cox and V. Isham (1988) A Point Process for Rainfall: further developments . Proc. R. Soc. Lond. , Series A (417), pp. 283-298.
- Vanmarke, E., (1983), Random Fields: Analysis and Synthesis, MIT Press, Cambridge, MA, 382 p.
- Valdes, J.B., I. Rodriguez-Iturbe and V.J. Gupta (1985) Approximations of temporal rainfall model from a multidimensional model . Water Resources Research, Vol. 21 (8), pp. 1259-1270.
- Velghe T., P. Troch, F. De Troch and J. Van de Velde (1994) Evaluation of cluster-based rectangular pulses point process models for rainfall , Water Resources Research, Vol. 30 (10), pp. 2847-2857.
- Waymire, E. and V.K. Gupta (1981) The mathematical structure of rainfall representations: 1. A review of the stochastic rainfall models. 2. A review of the theory of point processes. 3. Some applications of the point process theory to rainfall processes . Water Resources Research, Vol. 17 (5), pp.1261-1294.
- Zahed K. y Marcellini S. (1995), Precipitações Máximas, en Drenagem Urbana (Tucci. C-, Laina Porto R. y Barros M.), Editora de UFRGS, ABRH, pp. 37-76.
- Zimmermann E., Riccardi G., Navarro R. y Maurig R. (1995), Áreas de Riesgo de Inundación Arroyo Ludueña, Informe Final Convenio Municipalidad de Rosario-Fac. de Cs. Exactas, Ingeniería y Agrimensura, Departamento de Hidráulica, FCEIA, Rosario, Argentina.
- Zimmermann E., Riccardi G., Pieroni H., y Arraigada M. G. (2001), *Cuadernos del Curiham*, ISSN 1514-2906, CURIHAM-UNESCO-Programa Hidrológico Internacional, Vol. 7, Nº 1, 1er. Semestre, Pag. 24-37, FCEIA, Rosario, Argentina.
- Zimmermann, E, Riccardi, G, Pieroni, H y Arraigada, M. (2002), Generación de series de lluvias medias areales. *XIX Congreso Nacional del Agua*, Villa Carlos Paz, Argentina. pp. 23-24; CD de Trabajos ISBN 987-20378-1-7, T55 (10 pags).
- Zimmermann E, Navarro R. y Silber M., (1996), Un Modelo Probabilístico para la Generación de Tormentas Sintéticas, *XVII Congreso Latinoamericano de Hidráulica, IAHR-LAD*, Guayaquil, Ecuador.
- Zimmermann E. , (1998), Synthetic Storm Generation in a Flatland Region, Santa Fe, Argentina, Journal of Environmental Hydrology (IAEH), Vol. 6, Nº 2, pp. 1-5.