



**UNIVERSIDAD DE TALCA
FACULTAD DE CIENCIAS FORESTALES
ESCUELA DE INGENIERÍA FORESTAL**

**ANÁLISIS COMPARATIVO DE LAS CURVAS INTENSIDAD-DURACIÓN
FRECUENCIA (IDF) EN CINCO ESTACIONES PLUVIOGRÁFICAS DE LA
REGIÓN METROPOLITANA**

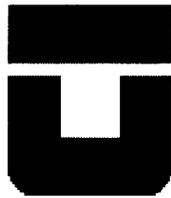
LEONARDO M. ROMÁN ARELLANO

**Memoria para optar al Título de:
INGENIERO AGRONOMO**

PROFESOR GUÍA: Dr. Ing. ROBERTO PIZARRO TAPIA

TALCA – CHILE

2003



UNIVERSIDAD DE TALCA
FACULTAD DE CIENCIAS FORESTALES.
ESCUELA DE INGENIERÍA FORESTAL

El Sr. Leonardo Marcelo Román Arellano ha realizado la Memoria : "**Análisis Comparativo de las Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia (IDF) en Cinco Estaciones Pluviográficas de la Región Metropolitana.**", como uno de los requisitos para optar al Título de Ingeniero Forestal. El Profesor Guía es el Sr. Roberto Pizarro Tapia.

La comisión de Calificación constituida por los profesores Sr. Roberto Pizarro Tapia y el Sr. Mauricio Ponce Donoso, han evaluado con nota 6,9 (seis, nueve).



CRISTIAN LOPEZ MONTECINOS
DIRECTOR
ESCUELA DE INGENIERIA FORESTAL

Talca, Julio de 2003.

**Tesis apoyada por el programa de becas de financiamiento de tesis del
Centro del Agua para Zonas Áridas y Semiáridas de América Latina y El
Caribe – CAZALAC.**

Poema del Agua.

*Hasta donde sabemos
el agua es el sujeto
de los tres estados
sí sólida
sí líquida
sí gaseosa.
Fulgura en las nubes,
en el hielo
en los ríos,
caminante o
estática.
O volátil
como un sueño.
Señora del mar
y de las nubes,
el agua
marca el inicio
de toda la vida.*

*Ana Núñez Machín
(Poetisa Cubana)*

*A mis padres, Alejandro y Elena, y a mi
eterno amigo Claudio Castro (Q.E.P.D).*

AGRADECIMIENTOS

En primer lugar agradezco al Centro del Agua para las Zonas Áridas y Semiáridas de Latinoamérica y El Caribe (CAZALAC), por el financiamiento de esta memoria.

A la Dirección General de Aguas, (DGA) Regional Metropolitana, por facilitar los datos para la realización de este estudio.

A Mi profesor Guía, Dr. Ing. Roberto Pizarro, por su confianza, su amistad y sus valiosos consejos, así como al equipo de trabajo del Departamento de Hidrología de la Facultad de Ciencias Forestales, por su amistad, su buena disposición y su ayuda desinteresada.

A mis Padres, Alejandro y Elena, por todos los años de esfuerzo y sacrificio, y a mis hermanos Naldy, Rosa, Pedro y Verónica por su cariño y constante ayuda.

A Carolina, por su amor, paciencia y constante apoyo, así como a su madre y su hermano por toda la ayuda que me brindaron.

Quiero agradecer de forma muy especial a mis amigos de *Kame House* y *Chicken House*, gracias por su amistad y por aquellos inolvidables momentos de grata convivencia, por hacer que este viaje que hoy termina esté lleno de gratos recuerdos. Cuento con la tranquilidad de saber que a pesar del tiempo y la distancia nuestra amistad seguirá perdurando. Gracias especialmente a ti amigo Claudio, a pesar que marchaste de este mundo hace algún tiempo, tu recuerdo sigue mas vivo que nunca.

RESUMEN

En el presente estudio se generó una serie de curvas Intensidad- Duración- Frecuencia, (curvas IDF) para cinco estaciones pluviográficas de la Región Metropolitana de Chile. Las cinco estaciones seleccionadas para este estudio fueron Melipilla, Cerro Calán, Pirque, Embalse Rungue y Los Panguiles, estaciones ubicadas en la precordillera y en la depresión intermedia de la Región Metropolitana.

La información pluviográfica necesaria para la elaboración de las curvas IDF se extrajo directamente de las bandas pluviográficas facilitadas por la Dirección General de Aguas (DGA), Regional Metropolitana. De este modo fue posible obtener las intensidades máximas para cada año del período en estudio y para distintas duraciones: 1; 2; 4; 6; 8; 12 y 24 horas. Luego de llevar los datos a intensidades horarias se procedió a ajustar una función de Gumbel, función de probabilidad para eventos extremos, que entregó altos valores de calidad de ajuste. Luego de realizar el ajuste, se procedió a la elaboración de las curvas IDF para los períodos de retorno de 5; 10; 20; 30; 40; 50; 60; 75 y 100 años.

Una vez construidas las curvas IDF, se procedió a la elaboración de tablas de uso práctico, las que permiten extrapolar las curvas a zonas cercanas que sólo cuentan con información pluviométrica. Por otra parte, fue posible determinar expresiones matemáticas de la forma $I = k \times T^m / d^n$ para cada una de las cinco estaciones, en donde I corresponde a la intensidad de precipitación (mm/hr), T al período de retorno (años), d corresponde a la duración de las precipitaciones (minutos) y k, m y n son constantes de regresión. Dichas expresiones matemáticas presentaron excelentes niveles de calidad de ajuste, por ende, hacen posible obtener estimaciones confiables para valores de precipitaciones máximas en la Región Metropolitana.

SUMMARY

In this study Intensity-Duration-Frequency curves (IDF curves) were generated for five pluviograph stations of the Metropolitan Region of Chile. The five stations selected for this study were: Melipilla, Cerro Calán, Pirque, Embalse Rungue and Los Panguiles. These stations were located in the Pre-Cordillera and the central area of the Metropolitan Region.

The necessary pluviographic information for the elaboration of the IDF curves was extracted of pluviograph data obtained of Dirección General de Aguas (DGA) of the Metropolitan Region. So, maximum intensities were obtained for every year of the period and for different durations: 1; 2; 4; 6; 8; 12 and 24 hours. Then data were changed to intensities per hour and adjusted to Gumbel function, for extreme events, which excellent results of goodness of fit. IDF curves were elaborated for 5; 10; 20; 30; 40; 50; 60; 75 and 100 years return periods.

Later, were build tables of practical use for the extrapolation of the curves towards areas without pluviograph. On the other hand, it was possible to determine mathematical expressions of the type $I = k * T^m / d^n$ for each one of the five stations, where I is the intensity of rainfall (mm/hr), T is the return period (years), d is the duration of the precipitations (minutes) and k , m and n regression constants. Finally, These mathematical expressions presented excellent levels of adjustment quality and they make possible to get reliable estimates for values of maximum intensities in Metropolitan Region of Chile.

ÍNDICE

	Página
1.- INTRODUCCIÓN.....	1
2.- OBJETIVOS.....	3
2.1.- Objetivo General.....	3
2.2.- Objetivos Específicos.....	3
3.- ANTECEDENTES GENERALES.....	4
3.1.- Antecedentes Generales de la Región Metropolitana.....	4
3.2.- Aspectos climáticos e hidrológicos de la Región Metropolitana.....	5
3.- REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA.....	9
4.1.- Elementos asociados a las Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia.....	9
4.2.- Aplicación de las Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia.....	16
4.3.- Estudios vinculados a la relación Intensidad-Duración-Frecuencia de las precipitaciones y sus aplicaciones.....	17
4.4.- Análisis estadístico de las variables hidrológicas en estudio.....	21
4.5.- Construcción de las Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia (IDF).....	24
5.- METODOLOGÍA.....	34
5.1.- Etapas del estudio.....	34
5.1.1.- Revisión Bibliográfica.....	34
5.1.2.- Selección de las Estaciones pluviográficas.....	35

5.1.3.- Recolección de la Información Requerida.....	36
5.1.4.- Selección de intensidades máximas.....	36
5.1.5.- Ajuste de los datos con una función de Distribución de Probabilidad.....	37
5.1.5.1.- Medidas de Bondad de Ajuste.....	38
a.- Coeficiente de Determinación R^2	38
b.- Test de Kolmogorov-Smirnov.....	39
5.1.6.- Determinación de las Curvas IDF para distintos períodos de retorno.....	41
5.1.7.- Construcción de Tablas de uso Práctico.....	41
5.1.8.- Análisis estadístico.....	43
5.1.8.1.- Análisis de Regresión.....	45
5.1.8.1.1.- Supuestos de regresión.....	45
a.- Supuesto de Normalidad.....	45
i.- Test de Kolmogorov-Smirnov.....	45
ii.- Histograma de frecuencias.....	46
b.- Supuesto de Homocedasticidad.....	46
i.- Test de Goldfeld-Quandt.....	47
ii.- Gráfico de residuos.....	47
c.- Supuesto de No-autocorrelación.....	48
i.- Estadístico de Durbin-Watson.....	49
ii.- Gráfico de residuos v/s tiempo.....	49
5.1.8.1.2.- Medidas de bondad de ajuste del modelo.....	50
a.- Coeficiente de Determinación R^2	50
b.- Prueba U de Mann-Whitney.....	51
5.1.9.- Presentación de resultados.....	53
5.1.10.- Análisis de resultados.....	53
5.1.11.- Conclusiones y Recomendaciones.....	54
5.2.- Materiales y Equipos.....	54

6.- PRESENTACIÓN DE RESULTADOS.....	55
6.1.- Alturas Máximas de precipitación.....	55
6.2.- Intensidades máximas de precipitación.....	61
6.3.- Ajuste de los datos a la función de distribución de probabilidad de Gumbel.....	67
6.4.- Determinación de las pruebas de bondad de ajuste.....	68
6.5.- Diseño de las Curvas IDF para cada una de las estaciones seleccionadas.....	71
6.6.- Determinación de tablas de uso práctico.....	74
6.7.- Determinación de las expresiones matemáticas generales de las Curvas IDF y Análisis estadísticos.....	80
6.7.1.- Modelo de Regresión lineal múltiple. Estación Melipilla.....	82
6.7.2.- Modelo de Regresión lineal múltiple. Estación Cerro Calán.....	87
6.7.3.- Modelo de Regresión lineal múltiple. Estación Pirque.....	91
6.7.4.- Modelo de Regresión lineal múltiple. Estación Embalse Rungue....	95
6.7.5.- Modelo de Regresión lineal múltiple. Estación Los Panguiles.....	99
6.8.- Medidas de bondad de ajuste.....	103
 7.- ANÁLISIS DE RESULTADOS.....	 104
7.1.- Selección de intensidades máximas.....	104
7.2.- Ajuste de los datos a la función de Gumbel.....	105
7.3.- Diseño de las curvas IDF.....	105
7.4.- Modelos de Regresión Lineal Múltiple y pruebas de bondad de ajuste del modelo.....	107

8.- CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES.....	109
8.1.- Conclusiones.....	109
8.2.- Recomendaciones.....	110
9.- BIBLIOGRAFÍA.....	112

APÉNDICES.

- I.- Análisis de regresión Estación Melipilla
- II.- Análisis de regresión Estación Pirque.
- III.- Análisis de regresión Estación Cerro Calán.
- IV.- Análisis de regresión Estación Los Panguiles.
- V.- Análisis de regresión Estación Embalse Rungue.
- VI.- Valores de la Prueba U de Mann-Whitney para las cinco estaciones pluviográficas seleccionadas.

ANEXOS.

- I.- Mapa de distribución geográfica de las estaciones pluviográficas seleccionadas.
- II.- Altitud, Coordenadas geográficas y UTM de las estaciones seleccionadas.
- III.- Muestreos realizados a cada una de las cinco estaciones pluviográficas seleccionadas.
- IV.- Test de Goldfeld-Quandt.
- V.- Test de Durbin-Watson.
- VI.- Test U de Mann-Whitney para muestras grandes ($n > 10$).
- VII.- Método iterativo o método p.

1.- INTRODUCCIÓN

El agua es un recurso natural insustituible, un factor natural fundamental, que hace habitable el planeta y que ha permitido el surgimiento de la vida y de grandes civilizaciones, las cuales a medida que fueron aprovechando este vital elemento, lograron su pleno desarrollo. (Dirección General de Aguas, 1999).

Dada la enorme importancia de la Región Metropolitana en el comportamiento social y económico del país, queda de manifiesto la relevancia que adquiere una óptima utilización de los recursos hídricos, así como conocer el comportamiento de las variables que conforman el ciclo hidrológico (Varas *et al*, 1965).

Uno de los elementos más evidentes e importantes dentro del ciclo hidrológico son las precipitaciones, las cuales generan corrientes y masas de agua dentro de una cuenca hidrográfica. El agua aportada por las precipitaciones es generalmente una fuente de vida y desarrollo, excepto cuando se producen fenómenos naturales extremos, tales como crecidas e inundaciones.

Para una acertada planificación y realización de proyectos de diseño hidrológico, tales como el diseño de puentes o sistemas colectores de aguas pluviales, se hace necesario conocer las magnitudes que podrían alcanzar las avenidas extremas.

Lo anterior, es posible determinando la relación entre la intensidad de lluvia, la duración y las frecuencias o períodos de retorno apropiados para la obra y el sitio. Esta relación suele presentarse gráficamente a través de curvas conocidas como “Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia” (Curvas IDF), las cuales permiten conocer con la mayor fiabilidad posible los valores de intensidad asociados a distintos períodos de retorno y duración del episodio de lluvia.

A través de esta memoria se pretende abordar la temática de las Curvas Intensidad – Duración – Frecuencia (Curvas IDF), generando una serie de Curvas IDF para cinco estaciones pluviográficas de la Región Metropolitana y realizando su posterior análisis. A partir de la información generada se podrá conocer y determinar los patrones de conducta de las precipitaciones, convirtiéndose en una herramienta que preste una gran utilidad en la toma de decisiones ingenieriles e hidrológicas.

2. - OBJETIVOS.

2.1. - OBJETIVO GENERAL.

- Contribuir al diseño de proyectos de ingeniería hidrológica a través de la generación y caracterización de algunas Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia, válidas para la Región Metropolitana.

2.2. - OBJETIVOS ESPECÍFICOS.

- Obtener las Curvas Intensidad–Duración–Frecuencia (curvas IDF), para cinco estaciones pluviográficas de la Región Metropolitana.
- Determinar las expresiones matemáticas generales para las curvas IDF de cada una de las cinco estaciones pluviográficas seleccionadas.

3.- ANTECEDENTES GENERALES.

3.1- Antecedentes Generales de la Región Metropolitana.

La Región Metropolitana se extiende geográficamente entre los 32°55' y 34°19' de latitud sur y entre los 69°46' y 71°43' de longitud oeste. Su superficie alcanza a los 15.403,2 km², lo que equivale al 2,05% de la superficie total del país, siendo la región de menor superficie en el país.

Según datos preliminares del censo del año 2002 (I.N.E., 2002), la Región Metropolitana posee una población de 6.038.974 habitantes, lo que equivale al 40,1% de la población total de Chile; alcanzando una densidad de población de 392 habitantes por kilómetro cuadrado.

La Región Metropolitana es el núcleo administrativo, industrial, comercial, financiero y cultural del país, concentrando la mayor actividad del quehacer nacional, aportando durante el año 2001 el 41,5 % del producto interno bruto. (Banco Central, 2002).

En cuanto al relieve, la Región Metropolitana presenta una de las áreas mejor definidas de la orografía chilena, diferenciándose claramente las tres entidades fundamentales de Chile central: Cordillera de los Andes, Depresión Intermedia y Cordillera de la Costa. En el sector Cordillerano Andino se pueden encontrar cumbres con altitudes que alcanzan altitudes superiores a los 5000 m.s.n.m., lo que proporciona a esta región grandes recursos hídricos, mineros y turísticos.

3.2- Aspectos climáticos e hidrológicos de la Región Metropolitana.

El clima predominante en la Región corresponde al templado cálido, tipo mediterráneo. En el área cordillerana el clima va degradando hacia formas más rigurosas por efecto de la altitud, estableciéndose pisos climáticos que presentan un progresivo descenso de las temperaturas y un aumento de las precipitaciones. Las lluvias se caracterizan por un cierto grado de torrencialidad que se manifiesta con considerable fuerza de expresión cada vez que existe abundante precipitación, y ello no solo en el presente, sino también en el pasado geológico, hecho que se advierte en los depósitos sedimentarios fluviales. (I.N.E., 2001).

Al igual que en todo Chile Central, una de las características del aspecto climático de la Región Metropolitana es la extrema variabilidad de las precipitaciones entre un año y otro, observándose ciclos alternos que se descomponen en períodos muy lluviosos y períodos con precipitaciones por debajo de lo normal. Según datos de la Dirección Meteorológica de Chile, la precipitación de un año normal en la Región es de 312 mm. (D.M.C., 2002).

Por otra parte, según el Ministerio de Planificación y Cooperación (1998), en la depresión intermedia el 86% de las precipitaciones se producen de mayo a septiembre, mientras que de diciembre a marzo solo precipita el 1,5% del total anual. La temperatura media es de 13° C. El mes más caluroso es enero, con máximas medias de 20°C y el mes más frío es julio, con una mínima media de 2,8°C.

En cuanto a sus cursos de agua, la Región Metropolitana se encuentra inserta en la cuenca del Río Maipo, una cuenca andina en donde se distinguen claramente los tres sistemas geomorfológicos mencionados anteriormente. La red hidrográfica regional está representada principalmente por el río Maipo, siendo sus principales afluentes el río Mapocho, el río Yeso y el río Colorado. En la figura 1 se aprecia la cuenca del Maipo y los principales cursos de agua que la conforman.

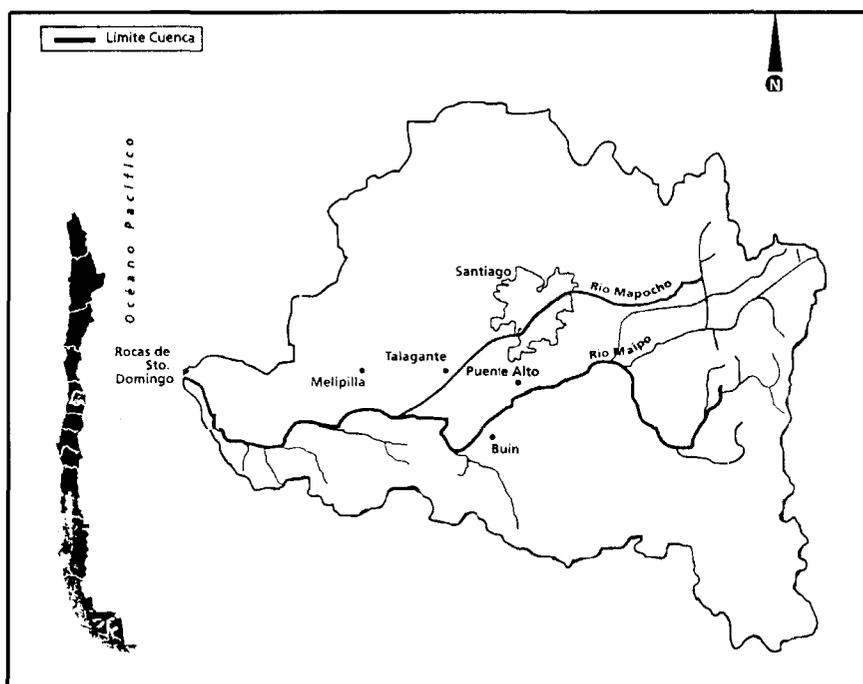


Figura 1: Cuenca del Río Maipo.

Los recursos hídricos, dentro de su régimen natural, son aprovechados en agricultura y abastecimiento doméstico; además, tienen un uso industrial y minero en los sectores en que es posible aprovecharlos con captaciones gravitacionales.

En la subcuenca del río Mapocho se ubica la ciudad de Santiago, capital de la República de Chile, cede del gobierno nacional y de las direcciones centrales de todos los servicios públicos, educacionales, bancarios y comerciales, constituyendo el mayor centro de actividades culturales y económicas del país.

El cauce más importante de la cuenca del Maipo, desde el punto de vista de su infraestructura y de los sectores poblados que se localizan en sus márgenes, es el río Mapocho, el cual tributa por el norte al río Maipo. Este nace en la precordillera de los Andes y se desarrolla por un cauce profundo, hasta la desembocadura del estero El Arrayán. Posteriormente, el cauce atraviesa la zona urbana de Santiago para recién en la comuna de Pudahuel volver a su cauce natural, hasta desembocar en el río Maipo a la altura de El Monte. Antes de su desembocadura, el río Mapocho recibe numerosos aportes de varios esteros y las evacuaciones de las quebradas del sector oriente de Santiago, entre ellas la quebrada de Macul. Esta última es el sistema más importante de las quebradas del extremo oriente de la cuenca del río Mapocho, las cuales presentan gran actividad morfológica y se caracterizan, en general, por un rápido descenso altitudinal en una relativamente corta distancia horizontal. Esta fuerte pendiente determina una condición de alta torrencialidad y rápida concentración de caudales, situación que le confiere un alto grado de peligrosidad, lo que durante fenómenos hidrometeorológicos extremos han ocasionado importantes daños a zonas urbanas, inclusive con pérdidas humanas. (Ministerio de Planificación y Cooperación, 1998).

Por otra parte, las crecidas del río Maipo son principalmente de origen pluvial y ocurren en invierno. Sin embargo en la parte alta de la cuenca, los caudales máximos se producen generalmente como producto de los deshielos de verano, aunque las crecidas extremas más importantes se han generado durante eventos de lluvias cálidas. Cuando ocurren estas crecidas han ocasionado importantes problemas en zonas ribereñas, afectando sectores poblados y áreas agrícolas, causando daños de consideración por inundación, erosión o socavación de riberas.

Uno de los principales problemas que se presentan durante eventos extremos son las inundaciones urbanas a causa de la evacuación de las aguas lluvias. Ésto se produce tanto junto al urbanizar se han eliminado los cauces naturales de evacuación o, porque sólo se han considerado cauces capaces de evacuar los caudales permanentes, sin considerar los caudales de crecida para períodos de retorno relativamente largos. (Ministerio de Planificación y Cooperación, 1998).

4.- REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

4.1- Elementos asociados a las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia.

Una de las aplicaciones de la estadística mas comúnmente utilizadas en la hidrología, es la determinación de la probabilidad o del período de recurrencia de un determinado suceso. En la hidrología torrencial se trata frecuentemente de evaluar la probabilidad de que una variable hidrológica alcance o sobrepase un determinado valor límite. En otras palabras, se trata de realizar estimaciones de la ocurrencia futura de determinados eventos, utilizando para ello la información que contienen los registros históricos. (Fernández, 1995).

Para el diseño de obras civiles como puentes, aliviaderos de crecidas o alcantarillas, se hace necesario determinar la mayor intensidad de lluvia que puede esperarse para una probabilidad dada. Para esto, uno de los primeros pasos a seguir en los proyectos de diseño hidrológico, es determinar el evento, o los eventos de lluvia que deben usarse. Una de las formas de determinarlo, es utilizando una tormenta de diseño, la que es explicada por Chow *et al* (1994), como un patrón de precipitación definido para utilizarse en el diseño de un sistema hidrológico. Otra forma es utilizando un evento que involucre una relación entre la intensidad de lluvia (o profundidad), la duración y las frecuencias o períodos de retorno apropiados para la obra y el sitio.

Una manera usual de expresar la información pluviométrica de un lugar, con el objetivo de utilizarla para el diseño de algunas obras hidráulicas, es basándose en datos sobre su magnitud, duración y frecuencia. Uno de los métodos que permiten relacionar la intensidad de las precipitaciones con la duración y la frecuencia o períodos de retorno de éstas, es el método de las Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia, conocidas también como curvas IDF, las que se pueden determinar para cada sitio en particular a partir de información de precipitaciones.

Según De Fraja (1993), existe una metodología denominada curvas IDF que permite estimar el valor de las precipitaciones con distintos intervalos y períodos de retorno, a partir de la información de precipitación diaria registrada en las estaciones pluviométricas.

Mientras tanto, para López Cadenas (1998), se denomina curvas IDF a aquellas curvas que representan duraciones en abscisas e intensidades de precipitación en ordenadas. Cada curva representada corresponde a una frecuencia (o período de retorno), de tal forma que las gráficas de las curvas IDF representan la intensidad media en intervalos de diferente duración, en donde todos los puntos de una misma curva corresponden a un mismo período de retorno.

Ferrer (1993), define las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia como aquellas que resultan de unir los puntos representativos de la intensidad media en intervalos de diferente duración, para un mismo período de retorno. Las curvas IDF son curvas que decrecen con la longitud del intervalo de tiempo considerado, puesto que se trata de intensidades medias.

Un proceso hidrológico como la precipitación no es estable en el tiempo, por esto la intensidad de las precipitaciones es un factor de gran importancia en cualquier estudio hidrológico. Esta variable es definida por Chow *et al* (1994), como la tasa temporal de precipitación, es decir, la profundidad por unidad de tiempo (mm/hr o pulg/hr).

$$I = \frac{P}{Td}$$

Donde P es la profundidad de lluvia, expresada en milímetros o pulgadas y Td es la duración, expresada generalmente en horas.

La precipitación en el transcurso del tiempo puede medirse por su intensidad o por la altura total de la misma. El conocimiento de la intensidad en cada momento requiere de la utilización de pluviógrafos, aparatos que proporcionan datos con intervalos de tiempos muy cortos. Normalmente no se disponen de los mencionados aparatos y lo que se utiliza habitualmente son pluviómetros que miden alturas totales de lluvia para intervalos de tiempo relativamente grandes, comúnmente 24 horas. El gran inconveniente es que la precipitación registrada en cada intervalo de tiempo se supone con intensidad constante durante el mencionado intervalo, ya que no existe información de su distribución dentro de él (Mintegui y Robredo, 1993).

Dentro de un estudio de precipitaciones, el pluviograma juega un papel de gran importancia. Heras (1983), define el pluviograma como la gráfica que se obtiene de un pluviógrafo. Es, por lo tanto, una curva de milímetros de altura de lluvia en el tiempo.

Si el pluviógrafo es de registro continuo, es decir, si el dispositivo que escribe reacciona instantáneamente y de forma continua a los impulsos de la precipitación, se obtendrá un pluviograma continuo que permite hallar intensidades instantáneas de precipitación, las cuales corresponden a las derivadas en cada punto medidas en mm/hr y a cualquier intervalo de tiempo.

Es decir:

$$I_i = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Delta h}{\Delta t}$$

Donde :

- I_i = Intensidad instantánea.
- Δt = Intervalo de tiempo.
- Δh = Incremento de altura de precipitaciones.

En tanto que la intensidad media se expresa como:

$$I_m = \frac{\Delta h}{\Delta t}$$

Donde:

- I_m = Intensidad media.
- Δh = Incremento de altura de la precipitación.
- Δt = Intervalo de tiempo.

Por otra parte, la frecuencia de una cierta intensidad o magnitud de una lluvia se suele expresar en términos del período de retorno o de la probabilidad de excedencia.

Las lluvias en Chile tienen un comportamiento cuya intensidad máxima diaria no tiene necesariamente relación con el volumen anual precipitado. Estas lluvias son comparables en cuanto a precipitaciones diarias con las que ocurren en otros países, pero al nivel de precipitaciones horarias se encuentran significativas diferencias, que corresponden precisamente a aquellas duraciones que tienen relevancia para la evacuación y drenaje de aguas lluvias urbanas.

La determinación del período de retorno de diseño de un sistema de aguas lluvias depende del grado de seguridad que requiere la ciudadanía ante las precipitaciones extremas e inundaciones generadas por éstas (Stappung, 1999).

Espíldora (1971), define el período de retorno como el intervalo promedio de tiempo dentro del cual cierta magnitud de intensidad, o magnitud de lluvia, se iguala o se excede una sola vez. Mientras tanto Pizarro (1986), lo define como el tiempo que transcurre entre dos sucesos iguales.

Se dice que un evento de magnitud dada tiene un período de retorno de T años si ese evento, en promedio, es igualado o superado una vez cada T años. Si se supone que los eventos anuales son independientes, es posible calcular, para el caso de obras civiles, la probabilidad de falla para una vida útil de n años (Varas, 1988).

Según Bedient y Huber (1992), se acepta que el valor recíproco del período de retorno es la probabilidad de excedencia del evento, es decir, la probabilidad de que el evento sea igualado o sobrepasado en cualquier año.

La probabilidad de excedencia es definida por Pizarro (1986), como la probabilidad asociada al período de retorno, es decir $1 / T$, en donde T es el período de retorno, mientras que Ulriksen *et al* (1979), lo definen como la probabilidad de que un cierto valor a asumir por la variable aleatoria, sea superado.

Mintegui y López (1990), señalan que la variabilidad de las precipitaciones es un factor de riesgo adicional por la aparición de valores extremos máximos, que se traducen en inundaciones y avenidas en determinadas zonas y épocas del año. La probabilidad de excedencia permite estimar riesgos en obras civiles, y poder tener una aplicación a largo plazo en el sector productivo.

En la elección del período de retorno, frecuencia o probabilidad a utilizar en el diseño de una obra, es necesario considerar la relación existente entre la probabilidad de excedencia de un evento, la vida útil de la estructura y el riesgo de falla aceptable, dependiendo este último, de factores económicos, sociales, técnicos y otros. Así también es de vital importancia conocer la probabilidad de que se produzcan determinados valores que representan riesgos de este tipo y para ello se hace necesario utilizar un método de análisis probabilístico.

El período de retorno o la probabilidad de excedencia de intensidades de lluvia, o de cualquier variable hidrológica, se determina mediante el llamado análisis de frecuencia, basado usualmente en series hidrológicas de duración parcial o bien de series anuales extremas (Espíldora, 1971).

Según Llamas (1993), el análisis de muestras históricas constituye, en general, el primer paso en el estudio de un fenómeno hidrológico complejo (precipitaciones, caudales, temperatura, entre otros) cuya formación o evolución depende de leyes físicas, con componentes aleatorios significativos y difícilmente previsible. Las muestras hidrológicas son, con frecuencia, la única herramienta de que dispone el hidrólogo para comprender el comportamiento de un fenómeno extremo, como es el caso de inundaciones o sequías, o para tomar decisiones relativas a un proyecto de ingeniería.

Un gran número de proyectos hidrológicos, como el control de inundaciones, el diseño de un evacuador de crecidas, construcción de puentes o redes de drenaje, entre otros, se definen con relación a una precipitación tipo que posee ciertas características predefinidas. A partir de este episodio lluvioso se fijan las dimensiones del proyecto y se establecen los criterios de predicción y de riesgo. Dicho episodio lluvioso es el que sirve de punto de partida para dimensionar el sistema y elaborar el análisis económico general. Esta precipitación tipo está asociada a la frecuencia probable a la que dicho episodio se produce y esta frecuencia se estima a partir de datos ya compilados relativos al fenómeno pluvial, así como por las características físicas y meteorológicas de la región. (Llamas, 1993).

Dado que la planeación y el diseño se refieren a eventos del futuro cuyo tiempo de ocurrencia o magnitud no pueden predecirse, se debe recurrir al estudio de la probabilidad o frecuencia con la cual un determinado evento pluvial o un caudal puede ser igualado o excedido. La selección del nivel de probabilidad apropiado para un diseño, es decir, el riesgo que se considera aceptable, depende de condiciones económicas y políticas. Si el análisis hidrológico es correcto, el sistema será ocasionalmente insuficiente. La alternativa de diseñar contra el peor evento posible que pueda ocurrir, es generalmente tan costosa, que se puede justificar solamente cuando las consecuencias de una falla son especialmente graves (Linsley *et al*, 1977).

Aparicio (1997), plantea que el grado óptimo de seguridad de una estructura depende tanto del costo de construcción como del costo de las pérdidas asociadas con una falla. Por ejemplo, puede ser aceptable que un aeropuerto pequeño se inunde en promedio una vez cada dos o tres años; si el costo de su sistema de drenaje se compara con el de uno que solo permita inundaciones una vez cada 50 años en promedio, podría resultar totalmente incosteable un sistema de drenaje con el que se pudiera extraer una determinada cantidad de precipitación por grande que fuera, aun cuando tal drenaje fuese posible de construir. Por otra parte, sería poco económico y poco ético aceptar un riesgo alto de falla del vertedor de una represa de grandes dimensiones situada aguas arriba en una ciudad importante, pues esta falla tendría consecuencias desastrosas, mientras que para el caso del aeropuerto una insuficiencia del drenaje no ocasionaría más que algunas molestias a los usuarios.

Sin embargo, al menos en lo que a teoría estadística respecta, no es posible tener una seguridad del 100% de que no exista ninguna avenida cuyas dimensiones hagan insuficiente el vertedor de la presa, sino que sólo se puede hablar de aceptar un riesgo pequeño. La magnitud de este riesgo aceptable dependerá del balance entre el costo de la obra y el de los daños que se producirían al verificarse una falla, y para poder determinar cuál es el riesgo que se corre al proponer los parámetros de diseño de la obra, es necesario analizar estadísticamente los datos hidrológicos recabados en la zona de estudio.

4.2.- Aplicación de las Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia.

Para numerosas obras de infraestructura, la variabilidad de las precipitaciones es un factor de riesgo debido a la aparición de valores extremos máximos, los que se traducen en inundaciones y crecidas en determinadas zonas y épocas del año; por esto, se hace importante conocer la probabilidad de que se produzcan determinados valores que representen riesgos de este tipo (Mintegui y López, 1990).

Espíldora (1971), afirma que el conocimiento de las curvas IDF es imprescindible para el diseño de diversas obras hidráulicas de control y evacuación de crecidas. La aplicación más conocida es en el proyecto de alcantarillados y colectores de aguas lluvias en cuencas urbanas y sistemas de drenaje de caminos y aeropuertos.

Un gran número de proyectos hidrológicos, como el diseño de un evacuador de crecidas, construcción de puentes, construcción de redes de drenaje, entre otros, se definen en relación con la máxima precipitación que se podría esperar para un determinado período de retorno. A partir de este episodio pluvioso se fijan las dimensiones del proyecto y se establecen los criterios de predicción y de riesgo (Llamas, 1993).

Por otra parte, las curvas IDF son de gran ayuda en la construcción de obras de control de erosión y recuperación de suelos degradados. En obras como zanjas de infiltración, canales de desviación, diques de postes, gaviones y otras destinadas al control de cárcavas y procesos erosivos en laderas, se hace necesario conocer los máximos valores de intensidades de precipitación que se pueden alcanzar para dimensionar dichas obras.

4.3.- Estudios vinculados a la relación Intensidad-Duración-Frecuencia de las precipitaciones y sus aplicaciones.

En cuanto a las aplicaciones de las relaciones existentes entre estas tres variables, Kothyari y Garde, citado por Abarza (2001), plantea que en India se utiliza la relación entre dichas variables en la planificación y diseño de proyectos relacionados con los recursos hídricos.

Por otra parte en Cuba, Puentes (2000), generó una serie de curvas IDF en el contexto de un estudio de caracterización hidrológica de cuencas tropicales, específicamente en la cuenca del río San Diego en el poblado de San Andrés. Para esto se basó en los datos pluviográficos de la estación “República de Chile”, considerando una serie de tiempo de 10 años y seleccionando las series de máximos anuales para las duraciones de 5, 10, 20, 30, 40, 60, 90, 150, 300, 720 y 1440 minutos.

Diversos autores se han preocupado de estudiar la relación existente entre la lluvia caída y su duración. Bell (1969), citado por Espíldora (1971) y citado por Varas y Sánchez (1983), estudió las razones entre lluvias de distinta duración e igual período de retorno, y también la razón entre lluvias de diferentes períodos de retorno e igual duración. Para ello utilizó datos de un gran número de estaciones ubicadas en Estados Unidos Continental, Australia, Alaska, Rusia, Hawai, Puerto Rico y África. Dicho autor concluyó a partir de su estudio que las razones entre lluvias de distinta duración e igual período de retorno y la razón entre lluvias de diferentes períodos de retorno e igual duración son muy constantes en todos los puntos estudiados debido a que las grandes intensidades se producen en tormentas convectivas, las cuales tienen gran independencia geográfica y regional. (Varas y Sánchez, 1988).

En Chile son escasos los estudios donde se considera el diseño de curvas IDF. Espíldora (1971), desarrolló una metodología que permite la estimación de curvas Intensidad-Duración-Frecuencia para lugares con escasa o ninguna información pluviográfica basándose en coeficientes generalizados de duración y de frecuencia. Estos coeficientes y esta metodología permiten estimar dichas curvas con solo conocer las precipitaciones máximas anuales en 24 horas. Además, comparó los valores de coeficientes de duración y de frecuencia obtenidos con los de un estudio realizado por Bell en 1969.

A partir de este estudio, Espíldora (1971), pudo concluir que los coeficientes de duración y frecuencia generalizados calculados a partir de información pluviográfica de Santiago, Chillán, Talcahuano y Valdivia presentaron una aproximada constancia dentro de las diferencias comúnmente aceptadas, considerando los errores usuales de los datos y los errores de tipo estadístico. Por otra parte, al comparar sus resultados con los valores obtenidos por Bell en 1969 pudo concluir que los coeficientes, tanto de duración como de frecuencia, son aproximadamente iguales a los valores generalizados propuestos para lugares tales como Estados Unidos, Unión Soviética, Australia, Hawai, Alaska y Puerto Rico.

De Fraja (1993), determinó curvas IDF para las ciudades de Concepción y Talcahuano, utilizando la información de la estación “Carriel Sur” para un período de retorno de 10 años a partir de la metodología propuesta por Varas y Sánchez en 1983. Estos autores realizaron un estudio de curvas generalizadas de Intensidad-Duración-Frecuencia similar al realizado por Espíldora (1971), en donde proponen una metodología para estimar las intensidades de lluvias de corta duración asociadas a distintos períodos de retorno en función de las observaciones de lluvias máximas diarias. El método propuesto se basa en la utilización de coeficientes de duración y de frecuencia generalizados, los que se definen basados en el análisis de los registros pluviográficos de 13 estaciones ubicadas en la zona central y sur de Chile, distribuidas desde La Serena a Puerto Montt.

De Fraja (1993), también hace mención a curvas IDF existentes para las ciudades de Concepción y Talcahuano, las que fueron generadas por Celis (1984), basándose en datos de la estación meteorológica “Bellavista”, a partir de 428 chubascos seleccionados, observados entre los años 1971 y 1983.

Pero las curvas IDF no sólo son aplicables en la zona central y sur del país. Rodríguez (1986), construyó una serie de curvas IDF para la cuenca del río Tarapacá en la Primera Región, con el fin de obtener la intensidad a partir de precipitaciones máximas en 24 horas para distintos períodos de retorno, dentro de un programa de protección para los valles de dicha cuenca.

Stappung (1999), realizó una recopilación de intensidades horarias para Chile y otros países como Argentina, Venezuela, Brasil, Estados Unidos, Francia y Canadá, generando las curvas IDF para períodos de retorno de dos, diez y cien años, separadas por duraciones entre 2 y 24 horas y entre 10 y 120 minutos. Además, realizó una recopilación de intensidades máximas de precipitación entre 10 y 120 minutos que corresponde al rango usual en drenaje urbano de colectores primarios, para períodos de retorno de dos, cinco, diez, veinticinco, cincuenta y cien años para varias ciudades de Chile a partir de información extraída de los estudios de planes maestros de aguas lluvias de la Dirección de Obras Hidráulicas (D.O.H), organismo dependiente del Ministerio de Obras Públicas (M.O.P.). En el caso de la ciudad de Santiago, encontró valores asociados a un período de retorno de dos años que fluctúan entre 17 mm/h y 6 mm/h para duraciones de 10 y 120 minutos respectivamente; y para un período de retorno de cien años los valores encontrados en duraciones de 10 y 120 minutos de precipitaciones máximas, alcanzaron los 40 mm/h y los 12 mm/h respectivamente.

Por otra parte, Martínez y Caro (1983), citados por Caro y Córdova (1998), hacen mención a un estudio encargado por la Empresa Metropolitana de Obras Sanitarias (E.M.O.S.), con motivo del estudio del Plan Maestro del Alcantarillado de Santiago, en donde se llevó a cabo un análisis pluviométrico de la ciudad que permitió su sectorización en cuatro zonas. Para cada una de estas zonas se elaboraron curvas IDF que permitieron determinar la precipitación de cálculo para áreas tributarias con diferentes tiempos de concentración y distintos períodos de retorno. Este estudio se realizó a partir de datos de precipitaciones máximas registradas en la estación “Quinta Normal”, dependiente de la Dirección Meteorológica de Chile (D.M.C), y considerando el período 1941–1981 a partir de los cuales se homogeneizaron las 9 estaciones pluviométricas seleccionadas como representativas de todo el área en estudio.

Para cada una de las zonas se generaron curvas IDF. Adicionalmente se determinó una expresión analítica de estas curvas, que es la siguiente:

$$\frac{P(t)}{P(24)} = at^b$$

Siendo :

- $P(t)$ = precipitación total en el tiempo t , expresada en mm.
- $P(24)$ = precipitación en 24 horas, expresada en mm, y para el mismo período de retorno.
- t = tiempo en horas.
- a y b = coeficientes generados a partir de la duración y del período de retorno.

4.4.- Análisis estadístico de las variables hidrológicas en estudio.

La hidrología, como otras muchas ciencias aplicadas, hace uso extensivo de los métodos estadísticos. Ello se debe fundamentalmente a que los datos utilizados para la evaluación del comportamiento hidrológico representan una muestra pequeña de la población hipotética, que está formada por el conjunto de los valores instantáneos de la variable en estudio. Además, la toma de datos, como todo ejercicio humano, está sometido a errores de operación, por lo que un dato aislado no tiene una significancia suficiente, sino que es necesario recurrir a valores medios junto con indicadores de la variabilidad interna, para conseguir los niveles de fiabilidad necesarios. (Mintegui y López, 1990).

La variabilidad de las precipitaciones es un factor de riesgo debido a la aparición de valores extremos máximos, lo que se traduce en inundaciones y avenidas en determinadas zonas y épocas del año. En numerosas obras de infraestructura es de vital importancia conocer la probabilidad de que se produzcan determinados valores que representan riesgos de este tipo, y para ello se hace necesario utilizar un método de análisis probabilístico como puede ser el método de Gumbel (Fernández, 1995).

La precipitación anual varía a lo largo del tiempo y del espacio; igualmente existe una variación de la precipitación con el tiempo dentro de la misma tormenta, con la duración o tiempo total durante el que cae la lluvia, así como de una tormenta a otra. Por ello el análisis de frecuencia de la lluvia, debe incluir tanto la altura como la duración de las precipitaciones, esto es lo que se denomina análisis de intensidad-duración-frecuencia. Este análisis consiste en tabular los registros de las bandas pluviográficas para las duraciones deseadas; luego se ordenan los valores máximos anuales de precipitación en forma decreciente de su magnitud y a cada uno se le asigna un período de retorno T.

Para que el análisis probabilístico produzca resultados útiles debe comenzar con una serie de datos significativos, es decir, datos que estén relacionados estrechamente con el problema, y además la serie de datos debe ser adecuada. Ésto se refiere primordialmente a la longitud del registro. Si la muestra es muy pequeña, las probabilidades obtenidas no resultan muy confiables.

La distribución de frecuencias de valores máximos de un evento meteorológico, depende principalmente de su naturaleza. La distribución de Gumbel ha sido empleada con buenos resultados para el estudio de frecuencias de valores extremos de las variables meteorológicas, de tal manera que aplicándose a los valores máximos diarios de series anuales de lluvias se han logrado ajustes muy precisos para los mismos. (Mintegui y Robredo, 1993).

Al igual que Mintegui y Robredo (1993), otros autores, Pizarro (1986), Varas (1988), Bedient y Huber (1992), Llamas (1993), Maidment (1993), proponen la utilización de la ley de distribución de Gumbel, dado que ella ha demostrado poseer una adecuada capacidad de ajuste para valores máximos de caudales y precipitaciones extremas para distintas duraciones y aportaciones anuales.

Según Varas (1988), uno de los métodos para conseguir asociar a las crecidas y precipitaciones máximas un período de retorno, es utilizar un modelo probabilístico que represente adecuadamente la muestra. Los modelos más utilizados para estos efectos son los llamados modelos de valores extremos tipo I como la distribución de Gumbel o la distribución Log-Pearson y las distribuciones de probabilidad normal y log-normal. Los parámetros de estos modelos de distribución se estiman basándose en los parámetros estadísticos de la muestra.

Se dice que una variable aleatoria x tiene una distribución de valores extremos tipo I si su función de distribución acumulada está dada por la relación siguiente:

$$F_x(S) = e^{-e^{-d(x-u)}}$$

en donde:

- $F_x(S)$ = Función de distribución acumulada (representa la probabilidad de que la variable aleatoria x tome valores menores o iguales a un límite S)
- d, u = Parámetros a estimar en función de los valores de la muestra.
- e = Base de los logaritmos naturales.

En 1934 Gumbel obtuvo una función de distribución ideada para valores extremos, de uso muy extendido especialmente en estudios de precipitaciones. La distribución Gumbel calcula la probabilidad P de que un valor extremo, como puede ser los valores de precipitaciones máximas en 24 horas o en intervalos menores, sea inferior a un cierto valor X . Por ende, $(1-P)$ es la probabilidad de que un valor sea superior a X . Así mismo, $T = 1 / (1-P)$ es el número de años necesarios para que el valor máximo alcanzado iguale o supere el valor X (Mintegui y López, 1990).

4.5.- Construcción de las Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia (IDF).

Existen diversos métodos de trabajar las curvas IDF, propuestos por diversos autores. Chow *et al* (1994), proponen dos métodos: el primero consiste en utilizar un análisis de frecuencia de la lluvia, considerando una distribución de probabilidad de valores extremos como la función de Gumbel explicada anteriormente, y otro método que consiste en expresar las curvas IDF como ecuaciones, para así evitar la lectura de la intensidad de lluvia de diseño en una gráfica. Por otra parte, Maidment (1993), al igual que Puentes (2000), señala que las curvas IDF pueden ser descritas matemáticamente para una mayor facilidad de cálculo.

En Chile, Varas y Sánchez (1983), propusieron una metodología denominada curvas IDF generalizadas, que permite generar curvas IDF en zonas con poca información mediante coeficientes de duración y de frecuencia generalizados. Estos autores han propuesto un procedimiento que consiste en realizar un análisis de frecuencia de la serie anual de lluvias máximas diarias (de 8 AM a 8 AM), información generalmente disponible, con el objetivo de calcular el valor con diez años de período de retorno. Este valor se amplifica por el coeficiente 1,1 para obtener la precipitación máxima absoluta en 24 horas con diez años de período de retorno. Enseguida, con el coeficiente de duración (Cd) y el coeficiente de frecuencia (Cf) de una estación con un régimen similar de lluvias se puede obtener las curvas IDF para una determinada zona de interés. El coeficiente de duración (Cd) se define como la razón entre la lluvia caída en un intervalo cualquiera y la lluvia caída en 24 horas, ambas para un mismo período de retorno de 10 años. Análogamente, se define el coeficiente de frecuencia (Cf) como la razón entre la lluvia asociada a un cierto período de retorno y la lluvia de igual duración, pero de 10 años de período de retorno.

El procedimiento propuesto por estos autores se expresa en la siguiente expresión:

$$P_t^T = K \times P_{24}^{10} \times Cd_t \times Cf_T$$

Siendo:

P_t^T = Lluvia con período de retorno T años y duración t horas.

Cd_t = Coeficiente de duración para t horas.

Cf_T = Coeficiente de frecuencia para T años de período de retorno.

K = Coeficiente para obtener la lluvia máxima absoluta en 24 horas en función del valor máximo diario (se sugiere usar 1,1)

P_{10}^{24} = Lluvia máxima diaria con 10 años de período de retorno.

Otra manera de determinar las curvas IDF es la propuesta por Bell en 1969, citado por Llamas, (1993) y por Varas, (1988). La fórmula propuesta por este autor expresa la precipitación en mm, en función de un determinado período de retorno T y una duración t. La expresión es la siguiente:

$$P_t^T = (0,21 \ln T + 0,52) (0,54t^{0,25} - 0,50) \times P_{60}^{10}$$

Donde:

P_t^T = lluvia en mm, de duración t minutos y T años de período de

retorno. = período de retorno en años.

t = duración de la lluvia en minutos.

ln = logaritmo natural en base e.

Esta fórmula es válida para valores de T comprendidos entre 2 y 100 años, y duraciones entre 5 y 120 minutos. Si los datos de precipitaciones horarias corresponden a un período de 2 años, la ecuación anterior se transforma en:

$$P_t^T = (0,35 \ln T + 0,76)(0,54t^{0,25} - 0,50)P_{60}^2$$

Es importante destacar que los mejores resultados se obtienen con períodos de retorno comprendidos entre 2 y 10 años y duraciones entre 5 y 10 minutos (Llamas, 1993).

Aparicio (1997), propone dos métodos para determinar la relación entre las variables intensidad, duración y período de retorno para un sitio dado. El primero, llamado de intensidad-período de retorno, relaciona estas dos variables para cada duración por separado mediante alguna de las funciones de distribución de probabilidad usadas en hidrología. El segundo método relaciona simultáneamente las tres variables en una familia de curvas cuya ecuación es la siguiente:

$$I = \frac{kT^m}{(d+b)^n}$$

Donde:

- I = Intensidad de precipitación (mm).
- d = Duración de la precipitación (minutos).
- T = Período de retorno (años).
- k, m, n, b = Constantes que se calculan mediante un análisis de regresión lineal múltiple.

Este último modelo ha sido ampliamente utilizado y recomendado por diversos autores. Sherman, citado por Meinzer (1942), utilizó dicha expresión para la ciudad de Boston, generando la siguiente expresión:

$$I = \frac{16T^{0,27}}{(d + 7)^{0,7}}$$

Con:

- I = Intensidad de la precipitación.
- d* = Duración de la precipitación.
- T = Período de retorno.

Por otra parte, Bleich citado por Meinzer (1942), utilizó este mismo modelo para relacionar la intensidad, la duración y la frecuencia para la ciudad de New York, obteniendo la siguiente expresión:

$$I = \frac{42,5T^{0,3}}{(d + 6)^{0,7}}$$

Ponce (1989), explica más detalladamente el origen de esta expresión matemática recomendada por Aparicio.

Esta expresión se genera a partir de una relación muy utilizada en hidrología que relaciona la altura de las precipitaciones y su duración:

$$h = cd^m \tag{1-1}$$

en donde:

h = Altura de la precipitación, expresada en centímetros.

d = Duración de la precipitación, expresada en horas.

c = Un coeficiente.

m = Un exponente (número real positivo menor que 1).

De la expresión anterior, la cual relaciona la altura y la duración de la lluvia, es posible obtener la intensidad a partir del diferencial de la altura de lluvia con respecto a su duración:

$$\frac{dh}{dd} = I = cmd^{m-1} \quad (1-2)$$

Simplificando la expresión obtenida se llega a lo siguiente:

$$I = \frac{a}{d^n} \quad (1-3)$$

En donde $a = cm$ y $n = 1-m$, con m un número menor que 1 y n mayor que 1.

Por otra parte, se tiene otra expresión que relaciona la intensidad y la duración de la lluvia, como es la siguiente:

$$I = \frac{a}{d + b} \quad (1-4)$$

en donde a y b son constantes a determinar mediante un análisis de regresión y d corresponde a la duración de la lluvia.

Finalmente es posible obtener un modelo general de intensidad-duración, combinando las características de las ecuaciones anteriores. La expresión obtenida es la siguiente:

$$I = \frac{a}{(d + b)^n} \quad (1-5)$$

Para un valor $b = 0$, la ecuación (1-5) se reduce a la ecuación (1-3) y para $n = 1$ la ecuación se reduce a la ecuación (1-4).

Posteriormente se hace necesario asociar la intensidad y la duración del evento de lluvia a un período de retorno. Una manera de hacer esto es dando a la constante a en la ecuación (1-3) el siguiente valor:

$$a = kT^m \quad (1-6)$$

en donde T corresponde al período de retorno, k un coeficiente y m un exponente.

Reemplazando a en la ecuación (1-5) se llega finalmente a la expresión sugerida por Aparicio (1997) y otros autores:

$$I = \frac{kT^m}{(d + b)^n}$$

Bernard y Yarnell, citados por Meinzer (1942), realizaron una pequeña modificación a esta expresión con el objeto de facilitar los cálculos, simplificándola a la siguiente expresión:

$$I = \frac{kT^m}{d^n}$$

Estos autores generaron, a partir de este modelo simplificado, las expresiones matemáticas para la ciudad de Kansas City.

$$I = \frac{10T^{0,183}}{d^{0,444}}$$

Esta expresión es recomendada para duraciones entre 5 y 60 minutos, mientras que para duraciones entre 1 y 24 horas, estos autores generaron la siguiente expresión.

$$I = \frac{44T^{0,183}}{d^{0,79}}$$

En Chile, Abarza (2001), utilizó este modelo modificado para generar las curvas IDF para seis estaciones pluviográficas de la VII Región del Maule, obteniendo muy buenos resultados de calidad de ajuste y demostrando la validez de aplicar este modelo en el país.

Por otra parte, Chen, citado por Puentes (2000), propone la siguiente expresión para el estudio de las relaciones IDF.

$$I = i_1^T \frac{a_1}{(t + b_1)^{c_1}}$$

Esta relación representa la intensidad media de la lluvia para una duración de t minutos y período de retorno de T años, en donde i_1^T es la intensidad media de la lluvia de una hora y período de retorno de T años y a_1 , b_1 , c_1 , son parámetros a determinar.

Según Ferrer (1993), en España, la Dirección General de Carreteras, dentro de su normativa de drenaje superficial de carreteras propone la siguiente expresión analítica que relaciona la intensidad, la duración y la frecuencia:

$$\frac{I_t}{I_d} = \left(\frac{I_1}{I_d} \right)^{\frac{28^{0.1} - t^{0.1}}{28^{0.1} - 1}}$$

Donde :

- I_t = Intensidad media correspondiente al intervalo de duración t deseado.
- I_d = Intensidad media diaria de precipitación, correspondiente al período de retorno considerado (mm/hr)
- I_1/I_d = Cuociente entre la intensidad horaria y la intensidad diaria, independiente del período de retorno.
- t = Duración del intervalo al que se refiere I_t (hr).

Wenzel, citado por Chow *et al.*,(1994), citado por Abarza (2001), dedujo para algunas ciudades de los Estados Unidos algunos coeficientes, para utilizarlos en una ecuación de la forma:

$$I = \frac{c}{(Td^e + f)}$$

Donde :

- I = Intensidad de lluvia de diseño.
- Td = duración de la precipitación.
- c, e, f = coeficientes que varían con el lugar y el período de retorno.

Otra metodología para determinar las curvas IDF es la propuesta por Témez (1978), citado por Abarza (2001), en la cual se relaciona las intensidades de precipitación, en función de su duración y distintos períodos de retorno. A partir de esta metodología se obtiene un esquema gráfico como el de la figura 2.

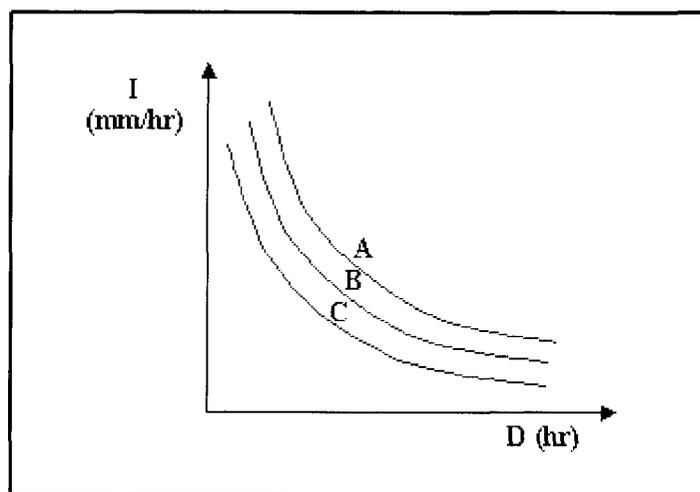


Figura 2: Esquema gráfico de las Curvas IDF.

Donde:

- I = Intensidad de precipitación, expresada en mm/hr.
- D = Duración, expresada en horas.
- A, B, C = Períodos de retorno, expresado en años.

5.- METODOLOGÍA

5.1.- Etapas del estudio.

Para la realización de este estudio se consideró el método propuesto por Témez (1978), en el que los datos de precipitaciones máximas se extraen de las bandas pluviográficas de 5 estaciones de la Región Metropolitana. A continuación se mencionan las etapas de este estudio:

5.1.1. - Revisión Bibliográfica.

La revisión bibliográfica consistió en la recopilación de información relacionada con el tema tratado en la presente memoria. Dicha información bibliográfica se extrajo de textos de hidrología y de estadística, o de cualquier texto que aportara información relevante para este estudio; además, la presente revisión bibliográfica fue complementada con información encontrada en Internet.

Uno de los inconvenientes que se presentó en la realización de este estudio, es la escasa información encontrada, tanto a nivel nacional como internacional, limitándose ésta solo a textos especializados de hidrología y estadística.

5.1.2. - Selección de las Estaciones Pluviográficas.

La Región Metropolitana cuenta en la actualidad con un total de 39 estaciones pluviométricas a cargo de la Dirección General de Aguas (DGA), organismo dependiente del Ministerio de Obras Públicas (M.O.P.). Del total de estaciones, solo 9 cuentan con pluviógrafo, variando en cada una de ellas los años de información acumulada.

El estudio se realizó sobre la base de cinco de éstas estaciones pluviográficas, utilizando como criterio de selección la periodicidad de los datos, teniendo como registro mínimo 17 años de estadística, y considerando que las estaciones seleccionadas son representativas del comportamiento meteorológico de la Región Metropolitana. Las estaciones seleccionadas fueron: Cerro Calán (Lat: 33° 23'; Long: 70° 32'); Pirque (Lat: 33° 40' ; Long: 70° 36'); Melipilla (Lat: 33° 42'; Long: 71° 13'); Los Panguiles (Lat: 33° 26'; Long: 71° 00'); Embalse Rungue (Lat: 33° 02'; Long: 70° 54').

Lamentablemente, en algunas de las estaciones pluviográficas seleccionadas existen años en que las bandas presentan zonas defectuosas, ya sea por el paso del tiempo o por algún problema en el funcionamiento del pluviógrafo, por lo que fue necesario descartar aquellos años con registros incompletos; por ello existen dos estaciones, Los Panguiles y Embalse Rungue, que no cumplen con los 17 años de registros en buen estado.

Dos de las estaciones seleccionadas se ubican en el sector oriente de la Región Metropolitana, enclavadas en el sector precordillerano; éstas corresponden a la estación Cerro Calán, ubicada al nororiente de la Región Metropolitana y la estación Pirque, ubicada al sur oriente de la región. Las estaciones restantes corresponden a Embalse Rungue, Los Panguiles y Melipilla, ubicadas hacia el sector poniente de la Región Metropolitana. En el anexo I se entrega un mapa con la distribución espacial de las estaciones seleccionadas, mientras que en el anexo II se entregan las coordenadas cartográficas, las coordenadas UTM y la altitud de las cinco estaciones.

5.1.3. - Recolección de la Información Requerida.

La Dirección General de Aguas (D.G.A.), Regional Metropolitana, entidad dependiente del Ministerio de Obras Públicas, fue el organismo encargado de facilitar los datos pluviográficos y la información necesaria para el desarrollo de esta investigación.

Los datos utilizados fueron los registros de precipitaciones diarias y horarias extraídos de los pluviógrafos de las cinco estaciones seleccionadas. Para las estaciones Pirque, Cerro Calán y Melipilla se analizaron registros para un período de 17 años, mientras que para la estación Embalse Rungue, se analizaron 16 años de estadística y para la estación Los Panguiles, 15 años de registros pluviográficos.

5.1.4. - Selección de intensidades máximas.

En esta etapa se analizaron las bandas de registro de los pluviógrafos, tomando como referencia de medición las 08:00 horas de la mañana de un día hasta las 08:00 horas del día siguiente. Se seleccionaron para cada año los valores extremos de precipitación para duraciones de 1; 2; 4; 6; 8; 12 y 24 horas.

Una vez seleccionados los valores extremos de precipitación para cada año y distintas duraciones, se calculó la intensidad horaria; ésto se logró dividiendo los valores de cada una de las series por su duración, obteniendo intensidades en mm/hr.

5.1.5. - Ajuste de los datos con una Función de Distribución de Probabilidad.

Posteriormente al cálculo de intensidades horarias de precipitación a cada duración de lluvia (1, 2, 4, 6, 8, 12 y 24 horas) se le ajustó una función de distribución de probabilidad de valor extremo que entregara una buena calidad de ajuste. A partir de la información bibliográfica se decidió realizar dicho ajuste con la Función de Gumbel, debido a que es una función ampliamente recomendada en la literatura especializada, la cual utiliza la siguiente expresión:

$$F(X) = P[\varepsilon \leq X] = e^{-e^{-\sigma(x-\mu)}}$$

Con,

$$-\infty \leq X \leq \infty$$

X = Valor a asumir por la variable aleatoria.

σ, μ = Parámetros a estimar en función de los valores de la muestra.

Para la determinación de los parámetros σ y μ se utilizan las siguientes expresiones:

$$\mu = \bar{X} - 0,450047 \times S$$

$$\sigma = \frac{1}{(0,779696 \times S)}$$

Donde,

S = Desviación estándar de la muestra.

\overline{X} = Media de la muestra.

5.1.5.1.- Medidas de Bondad de Ajuste.

Como medida de bondad de ajuste se utilizó el coeficiente de determinación R^2 y el test de Kolmogorov – Smirnov, estadísticos que resultaron adecuados en función de la calidad de los datos.

a.- Coeficiente de Determinación R^2 .

El coeficiente de determinación señala que proporción de la variación total de las frecuencias observadas es explicada por las frecuencias teóricas acumuladas. (Pizarro, 1986).

Según Gujarati (1992), el coeficiente de determinación R^2 mide la proporción o porcentaje de variación total de la variable dependiente, explicada por el modelo de regresión, siendo la medida de bondad de ajuste más utilizada.

Este coeficiente se encuentra definido por la siguiente expresión:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum (Fn(X)i - F(X)i)^2}{\sum (Fn(X)i - \overline{Fn(X)})^2}$$

Donde:

$Fn(X)i$	=	Frecuencia observada acumulada.
$F(X)i$	=	Frecuencia teórica acumulada.
$\overline{Fn(X)}$	=	Media de las frecuencias observadas.

b.- Test de Kolmogorov – Smirnov.

El test de Kolmogorov - Smirnov es una prueba de normalidad que se basa en el valor absoluto de la máxima diferencia entre la distribución acumulada observada y la esperada, y se utiliza para verificar la hipótesis de que una muestra procede de una distribución particular.

Para la aplicación de este test se hace necesario determinar la frecuencia observada acumulada y la frecuencia teórica acumulada. Para la frecuencia observada se ordena la información de menor a mayor y se aplica la siguiente expresión:

$$F_n(X) = \frac{n}{N + 1}$$

Donde:

$F_n(X)$ = Frecuencia observada acumulada.

n = Número total de orden.

N = Número total de datos.

Mientras que la frecuencia teórica acumulada se determina a través de la función de Gumbel.

$$F(x) = e^{-e^{-\sigma(x-\mu)}}$$

Una vez determinadas ambas frecuencias, se obtiene el supremo de las diferencias entre ambas, en la i -ésima posición de orden, que se denomina **D**.

$$D = \text{Sup} |Fn(X)i - F(X)i|$$

Luego, con un valor de significancia del 95 % de confianza se utiliza la tabla de valores críticos de D en la prueba de bondad de ajuste de Kolmogorov-Smirnov, y considerando un tamaño n de la muestra, se establece lo siguiente:

Si el valor D es menor que el valor D *tabla*, se acepta que el ajuste es adecuado con el nivel de confiabilidad asumido.

5.1.6. - Determinación de las Curvas IDF para distintos períodos de retorno.

El siguiente paso consistió en graficar la intensidad de precipitación y la duración de la lluvia para cada período de retorno seleccionado, de modo de obtener los puntos para cada curva. Los períodos de retorno utilizados fueron los siguientes: $T= 5$, $T= 10$, $T= 20$, $T= 30$, $T= 40$, $T= 50$, $T= 60$, $T= 75$ y $T= 100$ años. De esta manera fue posible obtener 9 curvas IDF para cada una de las 5 estaciones.

Para obtener las curvas definitivas de cada estación, fue necesario realizar diversos muestreos al momento de seleccionar las intensidades máximas. La finalidad de estos muestreos era obtener curvas que reflejaran claramente la relación existente entre la intensidad y la duración de las precipitaciones, es decir, que cumplieran con la hipótesis de que a duraciones más cortas, existe una mayor probabilidad de encontrar mayores valores de intensidad (Témez, 1978).

5.1.7. - Construcción de Tablas de Uso Práctico.

Una vez generadas las Curvas IDF, se procedió a la construcción de tablas que entregan las intensidades máximas de precipitación en mm/hr para las distintas duraciones asociadas a cada uno de los períodos de retorno seleccionadas. Se entregan las tablas para duraciones de 1; 2; 4; 6; 8; 12 y 24 horas; y para cada una de las 5 estaciones pluviográficas seleccionadas.

Es importante destacar que además se construyeron tablas de uso práctico que permiten la extrapolación de valores, para las distintas duraciones, a estaciones pluviométricas cercanas a alguna de las 5 estaciones pluviográficas y que, por su carácter netamente pluviométrico y no pluviográfico, sólo cuentan con datos para duraciones de 24 horas. Esta extrapolación de datos es posible empleando el parámetro k , el cual se entrega en tablas para cada una de las 5 estaciones.

El parámetro k es definido por Abarza (2001), como la relación de las intensidades horarias con respecto a las intensidades de 24 horas. Dicho parámetro fue determinado para cada duración y período de retorno de cada una de las 5 estaciones analizadas y se expresa como:

$$K = \frac{Id}{I_{24}}$$

Donde:

Id = Intensidad de precipitación horaria.

I_{24} = Intensidad de precipitación para una duración de 24 horas.

5.1.8.- Análisis estadístico.

Una vez diseñadas las curvas IDF y las tablas de uso práctico, para cada una de las 5 estaciones, se procedió a analizar el comportamiento de la interacción entre las tres variables en estudio. El objetivo de esto, fue obtener en forma analítica una función matemática que representara la relación entre la intensidad, la duración y la frecuencia en cada una de las estaciones estudiadas.

Para representar analíticamente la relación entre la intensidad, la duración y la frecuencia de las precipitaciones, se utilizó la ecuación recomendada por Aparicio (1997), y utilizada por Abarza (2001), para representar las curvas IDF de la Séptima Región. Dicha ecuación se expresa de la siguiente forma:

$$I = \frac{kT^m}{D^n}$$

Donde:

- I = Intensidad, expresada en mm/hr.
- T = Período de retorno, expresado en años.
- D = Duración de la precipitación, expresada en horas.
- k, m, n = Constantes obtenidas mediante análisis de regresión lineal múltiple.

Posteriormente se aplica logaritmos a la ecuación recomendada por Aparicio (1997), con la finalidad de obtener una expresión con la forma de un modelo de regresión lineal múltiple:

$$\log I = \log k + m \log T - n \log d$$

o bien:

$$y = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2$$

Donde:

y	=	$\log I$	a_0	=	$\log k$
X_1	=	$\log T$	a_1	=	m
X_2	=	$\log d$	a_2	=	$-n$

5.1.8.1.- Análisis de Regresión.

Con la finalidad de determinar la calidad de la regresión lineal, se analizaron los supuestos de regresión de las funciones generadas, es decir, supuestos de normalidad, homocedasticidad y no autocorrelación. Como medidas de bondad de ajuste se utilizó el Coeficiente de determinación R^2 y la prueba U de Mann-Whitney.

5.1.8.1.1.- Supuestos de regresión.

a.- Supuesto de Normalidad.

El supuesto de normalidad se aplica para determinar si las perturbaciones poblacionales tienen una distribución normal. Las pruebas para determinar si se cumple o no el supuesto de normalidad son el Test de Kolmogorov-Smirnov y el gráfico de Histogramas de frecuencias.

(i).- Test de Kolmogorov-Smirnov

El test de Kolmogorov - Smirnov es una prueba de normalidad que se basa en el valor absoluto de la máxima diferencia entre la distribución acumulativa observada y la esperada, y se utiliza para verificar la hipótesis de que una muestra procede de una distribución particular.

(ii).- Histograma de frecuencias.

El histograma de frecuencias permite realizar un análisis gráfico para verificar la normalidad de los residuos. Según Cid *et al* (1990), dicho análisis se basa en la simetría de las frecuencias observadas y dos colas livianas en sus extremos, obteniéndose un esquema similar al de la figura 3.

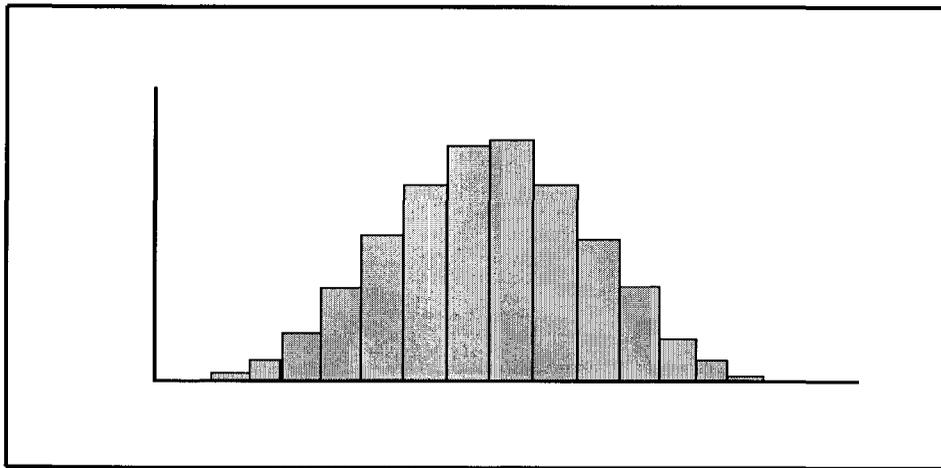


Figura 3. Histograma de Frecuencias. Cid *et al*, (1990).

b.- Supuesto de Homocedasticidad.

Gujarati (1992), señala que uno de los supuestos importantes del modelo clásico de regresión lineal es que las perturbaciones de la función de regresión poblacional, son homocedásticas, es decir, que todas tienen la misma varianza. Para probar si este supuesto se cumple se hace necesario utilizar un método estadístico que detecte la heterocedasticidad, es decir, que detecte si las perturbaciones de la función de regresión lineal presentan distinta varianza. El test utilizado en este estudio para detectar dicha heterocedasticidad es el test de Goldfeld–Quandt. Por otra parte a manera de análisis gráfico se utiliza el gráfico de residuos.

(i).- Test de Goldfeld – Quandt.

Este test estadístico fue propuesto por Goldfeld y Quandt en 1965 (Navales, 1993) y se utiliza para detectar la heterocedasticidad de las varianzas partiendo de que la varianza heterocedástica σ_i^2 está positivamente relacionada con una de las variables explicativas en el modelo de regresión. El test de Goldfeld – Quandt consiste en 7 pasos detallados en el Anexo IV (Gujarati, 1992, citado por Abarza, 2001).

(ii).- Gráfico de residuos.

Otra de las maneras de detectar la presencia de heterocedasticidad, es realizando un análisis gráfico de los residuos a través de la presencia de patrones sistemáticos en dichos residuos. Gujarati (1992), señala que para realizar este análisis gráfico se hace necesario graficar los valores estimados de la variable dependiente en abscisas versus los residuos estimados al cuadrado en la ordenada. De acuerdo a los patrones entregados en la figura 4 se puede inferir si existe o no un comportamiento sistemático; de existir dicho comportamiento sistemático, se estaría en presencia de heterocedasticidad.

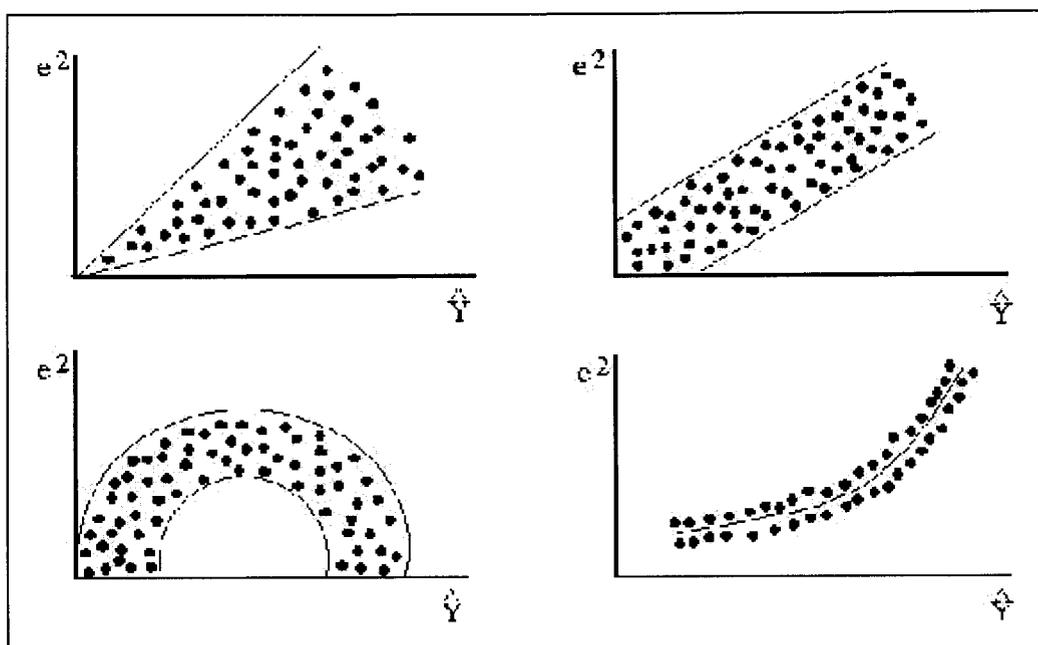


Figura 4: Gráfico de dispersión de residuos con presencia de Heterocedasticidad. (Gujarati, 1992).

c.- Supuesto de No-Autocorrelación.

La autocorrelación es definida por Gujarati (1992), como la correlación existente entre los miembros de una serie de observaciones ordenadas en el tiempo o en el espacio. Un supuesto importante del modelo lineal clásico es que no existe autocorrelación o relación serial entre las perturbaciones que entran en la función de regresión poblacional. Dicho de otra forma, el supuesto de no autocorrelación busca probar que las muestras son independientes y no están relacionadas en función de alguna variable.

Para detectar la presencia o ausencia de autocorrelación en este estudio, se utilizó el estadístico de Durbin-Watson. A manera de análisis gráfico se utilizó el gráfico de autocorrelación estimada para residuos, es decir, la gráfica de residuos v/s tiempo.

(i).- Estadístico de Durbin – Watson

La prueba más conocida para detectar correlación serial es la desarrollada por los estadísticos Durbin y Watson, el cual se basa en la razón entre las sumas de las diferencias al cuadrado de residuos sucesivos. Dicho estadístico determina el valor de las correlaciones seriales entre las observaciones.

En las reglas de decisión del método de Durbin-Watson, se generan tres zonas: una zona de rechazo de la hipótesis nula, una zona de aceptación de la hipótesis nula y una zona de indiferencia en donde el método no puede concluir si existe autocorrelación. Para este estudio, el valor d fue estimado automáticamente utilizando el programa Statgraphics Plus. Las reglas de decisión de este estadístico se entregan en el anexo V.

(ii).- Gráfico de residuos v/s tiempo.

Jordán (2002), señala que esta prueba gráfica se basa en el análisis de una serie de tiempo por medio de una gráfica entre los residuos obtenidos del ajuste de un modelo y el tiempo. La figura 5 muestra que existe un intervalo de confianza representado por una línea punteada, donde el número de frecuencias de los residuos, está dado por “I” intervalos ($I=24$). La existencia de una o más frecuencias fuera del intervalo, indica la presencia de autocorrelación; por otra parte, si ninguna de las frecuencias está fuera del intervalo, significa que no existe autocorrelación serial en el modelo.

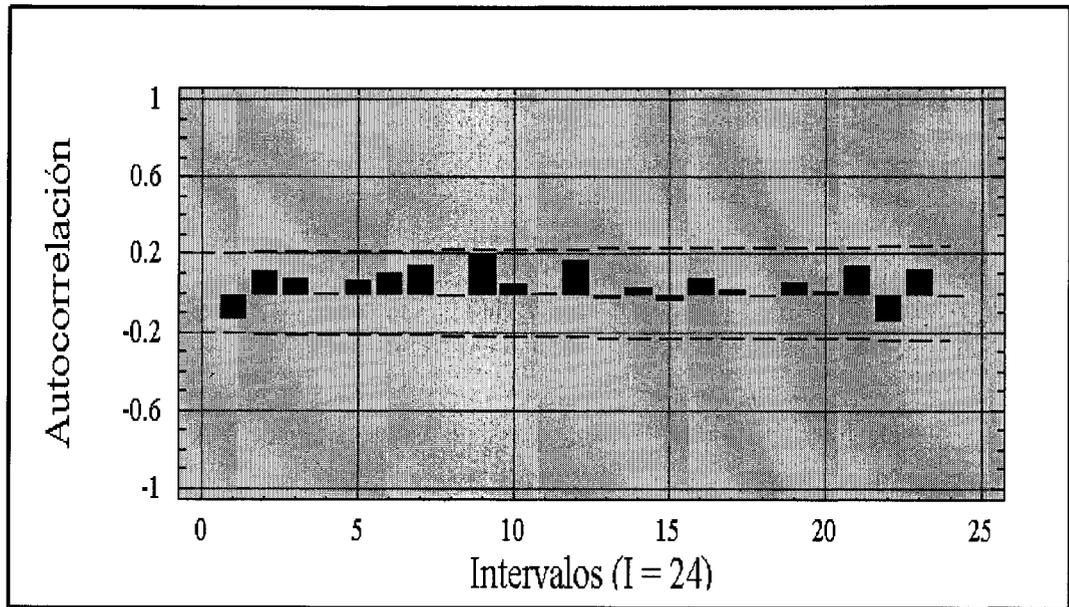


Figura 5: Gráfico de no presencia de autocorrelación serial. (Jordán, 2002)

5.1.8.1.2.- Medidas de bondad de ajuste del modelo.

a.- Coeficiente de Determinación R^2 .

Como ya se mencionó en el punto 5.1.5.1, el Coeficiente de Determinación R^2 es un estadístico que indica la proporción de la variación de los datos reales que es explicada por el modelo de regresión seleccionado.

b.- Prueba U de Mann-Whitney.

Tobar (2000), señala que la prueba U de Mann-Whitney permite señalar si existe diferencia significativa entre dos series de datos (Modelo real v/s modelo estimado). Por otra parte, Canavos, citado por Abarza (2001), plantea que esta prueba permite determinar si las muestras independientes fueron extraídas de la misma población (o de poblaciones diferentes que poseen la misma distribución).

Jordán (2002), señala que la prueba U de Mann-Whitney permite determinar si existen diferencias entre las poblaciones comparadas. Por otra parte, Taucher (1997), dice que el test U de Mann-Whitney es útil para analizar diferencias entre dos grupos independientes en que las medidas están en escala ordinal.

Mendenhall y Sincich (1997), definen la U de Mann-Whitney como:

$$UA = \left[n1 \times n2 + n1 \times \frac{(n1 + 1)}{2} - WA \right]$$

$$UB = \left[n1 \times n2 + n2 \times \frac{(n2 + 1)}{2} - WB \right]$$

En donde:

$n1$	=	Número de observaciones en la muestra A.
$n2$	=	Número de observaciones en la muestra B.
$UA + UB$	=	$n1 \times n2$
WA	=	La suma de los rangos para la muestra A.
WB	=	La suma de los rangos para la muestra B.

En el presente estudio se aplicará la prueba U de Mann-Whitney para muestras grandes ($n > 10$), la cual se explica en detalle en el anexo VI. La hipótesis nula que se desea probar es la siguiente:

Hipótesis nula: Ho: Las distribuciones de frecuencias relativas de las poblaciones A y B son idénticas.

La Hipótesis alternativa es la siguiente:

Hipótesis alternativa: Ha: Las distribuciones de frecuencias relativas de las poblaciones, están desfasadas con respecto a sus ubicaciones relativas.

En otras palabras, se busca probar como hipótesis nula que tanto los valores del modelo ajustado de Aparicio como los del modelo gráfico adimensional, provienen de muestras independientes extraídas de la misma población.

Como estadístico de prueba se utiliza el valor U, que es el valor más pequeño entre UA y UB.

5.1.9. - Presentación de Resultados.

En esta etapa se exponen en forma gráfica las Curvas IDF obtenidas para cada estación pluviográfica y además, se entregan los valores de las tablas de uso práctico.

También se entregan los valores de prueba de bondad de ajuste del test de Kolmogorov – Smirnov, y del coeficiente de determinación R^2 . De igual modo se entregarán los valores de la función de distribución de probabilidad de valor extremo (función de Gumbel). Asimismo, se muestran las funciones matemáticas que representan a cada estación pluviográfica, cada una con su correspondiente análisis estadístico (supuestos de regresión, los valores del Coeficiente de Determinación R^2 y la Prueba U de Mann-Whitney)

5.1.10.- Análisis de resultados.

Una vez obtenidas las curvas IDF fue posible analizar el comportamiento de dichas curvas y apreciar los patrones de comportamiento de las precipitaciones en la Región Metropolitana.

Por otra parte, fue posible analizar la metodología utilizada en este estudio y dejar de manifiesto la factibilidad de usar, al menos en la zona central de Chile, el método gráfico propuesto por Témez y el método analítico propuesto por Aparicio para el estudio y comprensión de la relación entre la intensidad, la duración y la frecuencia de las precipitaciones.

5.1.11.- Conclusiones y Recomendaciones.

En la última etapa de este estudio se entregan una serie de conclusiones y recomendaciones que permitirán aprovechar de mejor manera la información aportada por el estudio realizado.

5.2. - Materiales y Equipos.

En el presente estudio se utilizaron los siguientes materiales y equipos:

- Bandas pluviográficas de las cinco estaciones seleccionadas para un mínimo de 17 años, las cuales fueron facilitadas por la Dirección General de Aguas (DGA) Regional Metropolitana.
- Lupa, de gran utilidad para extraer las intensidades para cortas duraciones desde las bandas pluviográficas.
- Cartografía de la zona en estudio I.G.M.. escala 1:350.000
- Equipos computacionales (PC e impresoras).
- Programas computacionales tales como Microsoft Excel 2000, Microsoft Word 2000 y Statgraphics Plus V. 1.4 para la elaboración de planillas de cálculo, análisis estadísticos y redacción del estudio.

6.- PRESENTACIÓN DE RESULTADOS.

6.1- Alturas máximas de precipitación.

Los datos correspondientes a alturas máximas de precipitación fueron extraídos directamente de las bandas pluviográficas de las cinco estaciones seleccionadas para este estudio, bandas facilitadas por la Dirección General de Aguas (D.G.A.), Regional Metropolitana.

Para las estaciones Melipilla, Pirque y Cerro Calán se presentan los datos equivalentes a 17 años de estadística. En el caso de Melipilla y Pirque, estos 17 años corresponden al período que va desde los años 1984 al 2000, mientras que para la estación de Cerro Calán, corresponden al período desde el año 1983 al 2000, exceptuando el año 1990, debido a que no se encontraban los registros pluviográficos para dicho año.

Por otra parte, para la estación Los Panguiles se entregan los datos para 15 años de estadística correspondientes al período de años 1985 y 2000, exceptuando el año 1998, debido a que por inconvenientes del pluviógrafo, no fue posible obtener un buen registro de alturas de precipitación en las bandas pluviográficas correspondientes a dicho año. Mientras tanto, para la estación Embalse Rungue se entregan los datos de alturas de precipitación para una registro estadístico de 16 años, correspondientes al período 1984 y 2000, exceptuando el año 1985, debido a la falta de información en algunos meses del año, lo que hacía que dichos registros fueran poco confiables.

Los valores de alturas máximas de precipitación para cada estación y para los años anteriormente detallados se entregan en las tablas 1; 2; 3; 4 y 5.

Tabla 1: Alturas máximas de precipitación para cada duración. Estación Cerro Calán.

Años	Alturas de precipitación (mm)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1983	9,1	15,6	28,3	33,3	36,8	37,3	43,9
1984	10,2	18,0	27,7	34,0	41,4	55,0	73,7
1985	7,1	9,8	14,8	21,3	21,7	23,3	24,2
1986	19,2	32,0	41,8	50,0	57,7	64,7	78,5
1987	15,3	24,7	31,7	43,3	51,3	68,5	88,6
1988	9,9	18,8	32,9	41,9	43,7	44,2	44,2
1989	11,9	17,1	27,5	31,1	38,3	52,6	53,5
1991	9,7	16,8	22,2	31,6	41,6	60,2	74,4
1992	10,9	18,0	29,6	38,8	50,4	67,2	80,2
1993	11,5	21,0	30,0	38,2	41,2	41,2	41,3
1994	6,7	10,1	18,0	23,2	27,0	31,6	32,2
1995	10,0	17,0	22,5	23,2	23,5	26,9	30,2
1996	8,2	12,6	18,6	21,5	24,9	31,0	36,0
1997	14,0	22,4	28,9	34,6	35,5	47,0	57,6
1998	8,7	14,5	21,1	28,5	31,8	36,7	37,0
1999	12,7	22,2	29,9	29,9	29,9	29,9	30,0
2000	15,5	28,8	51,1	58,6	67,2	86,9	123,8

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 2: Alturas máximas de precipitación para cada duración. Estación Melipilla.

Años	Alturas de precipitación (mm)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1984	10,0	13,2	22,4	29,2	30,6	42,4	70,1
1985	7,3	9,3	15,1	18,0	22,4	31,1	37,9
1986	15,0	22,4	29,4	34,2	39,9	43,6	79,9
1987	12,0	21,5	33,1	43,1	56,0	67,9	94,6
1988	4,5	7,8	13,5	16,8	18,7	25,0	34,1
1989	8,5	13,5	22,5	29,3	35,9	40,2	52,3
1990	4,8	6,8	12,3	17,4	21,2	23,2	30,2
1991	8,9	17,2	31,6	39,1	42,1	62,2	80,9
1992	7,6	12,6	17,4	25,6	32,2	44,0	86,9
1993	4,3	6,2	9,5	11,6	13,9	19,0	24,7
1994	8,1	10,0	18,5	20,7	26,6	30,1	39,4
1995	7,1	11,8	19,9	26,2	30,2	32,0	45,6
1996	6,9	12,2	12,7	17,5	19,3	19,3	19,4
1997	7,7	9,6	14,0	18,4	18,6	18,7	19,9
1998	2,9	3,3	6,0	8,6	10,4	12,5	13,7
1999	9,8	16,0	20,4	23,5	23,8	29,3	29,5
2000	38,5	49,5	54,5	58,8	60,0	65,2	71,0

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 3: Alturas máximas de precipitación. Estación Pirque.

Años	Alturas de precipitación (mm/hr)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1984	10,0	17,1	23,9	25,8	32,0	40,8	54,2
1985	6,3	10,5	18,3	18,0	16,8	18,0	20,8
1986	11,6	16,7	28,5	36,6	41,6	58,2	83,7
1987	9,2	12,5	23,6	30,3	36,8	52,5	96,0
1988	4,8	8,9	15,7	22,8	28,8	36,0	59,5
1989	6,8	12,8	24,5	30,9	37,4	41,8	57,1
1990	6,5	10,1	16,5	19,9	24,8	32,9	43,4
1991	11,7	16,6	24,4	26,5	27,6	38,4	55,7
1992	9,5	16,9	26,3	35,6	44,8	61,8	81,0
1993	11,6	16,2	21,2	27,9	33,6	45,0	55,0
1994	7,7	12,2	19,8	25,2	26,4	48,8	63,1
1995	9,3	12,1	18,8	24,0	26,4	29,1	29,5
1996	15,2	17,1	17,3	19,2	17,6	19,0	26,8
1997	7,2	13,6	19,1	19,0	21,5	29,3	31,2
1998	8,3	11,2	17,2	19,8	19,6	24,0	24,3
1999	11,2	17,3	27,3	29,6	29,2	31,1	35,5
2000	14,2	23,4	38,8	54,0	65,6	87,3	126,0

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 4: Alturas máximas de precipitación para cada duración. Estación Rungue.

Años	Alturas de precipitación (mm)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1984	9,7	15,7	29,4	42,0	49,5	73,6	111,6
1986	9,5	18,2	24,3	32,6	36,2	56,5	82,1
1987	9,5	18,1	26,5	27,0	36,2	46,6	80,6
1988	9,0	10,2	17,3	20,3	21,5	25,0	25,0
1989	6,4	12,2	23,6	33,6	41,7	45,7	61,9
1990	17,0	20,0	20,1	20,4	20,1	20,2	20,2
1991	11,2	22,0	36,3	41,4	45,6	53,0	66,0
1992	9,6	17,4	33,2	46,8	62,2	78,0	88,8
1993	9,8	16,0	20,3	27,3	27,5	28,0	28,3
1994	8,1	10,8	20,0	23,5	28,0	34,8	49,2
1995	4,7	7,4	14,0	17,5	22,0	32,5	41,5
1996	7,0	11,5	17,0	21,9	30,1	41,8	56,4
1997	12,0	18,4	28,5	30,1	36,0	38,8	62,9
1998	13,0	15,6	16,0	16,3	19,6	19,6	19,7
1999	5,7	10,0	14,5	15,4	15,6	18,0	18,0
2000	9,5	17,6	30,8	42,0	42,0	57,0	90,0

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 5: Alturas máximas de precipitación para cada duración. Estación Los Panguiles.

Años	Alturas de precipitación (mm)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1985	7,1	10,9	17,1	21,9	23,1	25,6	26,2
1986	11,5	21,8	29,7	33,8	37,6	44,8	61,9
1987	13,2	22,9	42,2	58,6	73,6	99,2	115,2
1988	7,0	11,0	14,8	19,3	24,4	28,6	40,3
1989	9,8	11,4	12,2	12,8	13,7	19,2	19,2
1990	2,7	4,5	8,0	11,4	10,6	11,8	11,8
1991	6,8	10,1	18,2	25,1	32,0	45,8	56,4
1992	10,9	18,0	33,2	43,7	45,5	56,0	67,2
1993	11,3	18,3	23,4	31,0	31,8	34,1	43,7
1994	8,2	8,8	14,3	14,8	18,0	20,9	28,6
1995	5,4	10,0	17,6	22,6	27,0	34,6	44,9
1996	4,0	7,8	12,7	13,8	18,0	22,8	24,5
1997	7,2	8,9	11,8	12,6	13,4	17,6	19,2
1999	9,5	16,6	24,7	25,5	27,9	32,4	54,5
2000	14,8	27,0	44,5	60,2	79,2	105,7	144,7

Fuente: Elaboración propia.

6.2- Intensidades máximas de precipitación.

A partir de la información de alturas máximas de precipitación de cada estación y aplicando la metodología propuesta por Témez (1978), se procedió a determinar las intensidades máximas para cada duración. Los valores de intensidades máximas se obtuvieron dividiendo cada altura máxima por su duración en horas, quedando expresadas en mm/hr. Dichos valores se entregan en las tablas 6; 7; 8; 9 y 10. Además se determinó la desviación estándar y la media para cada estación y cada duración.

TABLA 6: Intensidades máximas horarias anuales de precipitación Estación Cerro Calán.

Años	Intensidades de precipitación (mm/hr)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1983	9,10	7,80	7,08	5,55	4,60	3,11	1,83
1984	10,20	9,00	6,93	5,67	5,18	4,58	3,07
1985	7,10	4,90	3,70	3,55	2,71	1,94	1,01
1986	19,20	16,00	10,45	8,33	7,21	5,39	3,27
1987	15,30	12,35	7,93	7,22	6,41	5,71	3,69
1988	9,90	9,40	8,23	6,98	5,46	3,68	1,84
1989	11,90	8,55	6,88	5,18	4,79	4,38	2,23
1991	9,70	8,40	5,55	5,27	5,20	5,02	3,10
1992	10,90	9,00	7,40	6,46	6,30	5,60	3,34
1993	11,50	10,50	7,50	6,37	5,15	3,43	1,72
1994	6,70	5,05	4,50	3,87	3,38	2,63	1,34
1995	10,00	8,50	5,63	3,87	2,94	2,24	1,26
1996	8,20	6,30	4,65	3,58	3,11	2,58	1,50
1997	14,00	11,20	7,23	5,77	4,44	3,92	2,40
1998	8,70	7,25	5,28	4,75	3,98	3,06	1,54
1999	12,70	11,10	7,48	4,98	3,74	2,49	1,25
2000	15,50	14,40	12,78	9,77	8,40	7,24	5,16
X	11,21	9,39	7,01	5,72	4,88	3,94	2,33
S	3,29	2,99	2,21	1,70	1,56	1,48	1,12

Fuente: Elaboración propia.

Donde:

X = Media aritmética.

S = Desviación Estándar.

TABLA 7: Intensidades máximas horarias anuales de precipitación. Estación Melipilla.

Años	Intensidades de precipitación (mm/hr)						
	Duraciones (mm/hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1984	10,00	6,60	5,60	4,87	3,83	3,53	2,92
1985	7,30	4,65	3,78	3,00	2,80	2,59	1,58
1986	15,00	11,20	7,35	5,70	4,99	3,63	3,33
1987	12,00	10,75	8,28	7,18	7,00	5,66	3,94
1988	4,50	3,90	3,38	2,80	2,34	2,08	1,42
1989	8,50	6,75	5,63	4,88	4,49	3,35	2,18
1990	4,80	3,40	3,08	2,90	2,65	1,93	1,26
1991	8,90	8,60	7,90	6,52	5,26	5,18	3,37
1992	7,60	6,30	4,35	4,27	4,03	3,67	3,62
1993	4,30	3,10	2,38	1,93	1,74	1,58	1,03
1994	8,10	5,00	4,63	3,45	3,33	2,51	1,64
1995	7,10	5,90	4,98	4,37	3,78	2,67	1,90
1996	6,90	6,10	3,18	2,92	2,41	1,61	0,81
1997	7,70	4,80	3,50	3,07	2,33	1,56	0,83
1998	2,90	1,65	1,50	1,43	1,30	1,04	0,57
1999	9,80	8,00	5,10	3,92	2,98	2,44	1,23
2000	38,50	24,75	13,63	9,80	7,50	5,43	2,96
X	9,64	7,14	5,19	4,29	3,69	2,97	2,03
S	8,00	5,20	2,88	2,09	1,73	1,41	1,10

Fuente: Elaboración propia.

Donde:

X = Media aritmética

S = Desviación estándar.

TABLA 8: Intensidades máximas horarias anuales de precipitación Estación Pirque.

Años	Intensidades de precipitación (mm/hr)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1984	10,00	8,55	5,98	4,30	4,00	3,40	2,26
1985	6,30	5,25	4,58	3,00	2,10	1,50	0,87
1986	11,60	8,35	7,13	6,10	5,20	4,85	3,49
1987	9,20	6,25	5,90	5,05	4,60	4,37	4,00
1988	4,80	4,45	3,93	3,80	3,60	3,00	2,48
1989	6,80	6,40	6,13	5,15	4,67	3,48	2,38
1990	6,50	5,05	4,13	3,32	3,10	2,74	1,81
1991	11,70	8,30	6,10	4,40	3,45	3,20	2,32
1992	9,50	8,45	6,58	5,94	5,60	5,15	3,38
1993	11,60	8,10	5,30	4,66	4,20	3,75	2,29
1994	7,70	6,10	4,95	4,20	3,30	4,07	2,63
1995	9,30	6,05	4,70	4,00	3,30	2,43	1,23
1996	15,20	8,55	4,33	3,20	2,20	1,58	1,12
1997	7,20	6,80	4,78	3,17	2,69	2,44	1,30
1998	8,30	5,60	4,30	3,30	2,45	2,00	1,01
1999	11,20	8,65	6,83	4,93	3,65	2,59	1,48
2000	14,20	11,70	9,70	9,00	8,20	7,28	5,25
X	9,48	7,21	5,61	4,56	3,90	3,40	2,31
S	2,85	1,83	1,45	1,48	1,49	1,45	1,19

Fuente: Elaboración propia.

Donde:

X = Media aritmética.

S = Desviación Estándar.

TABLA 9: Intensidades máximas horarias anuales de precipitación. Estación Rungue.

Años	Intensidades de precipitación (mm/hr)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1984	9,70	7,85	7,35	7,00	6,19	6,13	4,65
1986	9,50	9,10	6,08	5,43	4,53	4,71	3,42
1987	9,50	9,05	6,63	4,50	4,53	3,88	3,36
1988	9,00	5,10	4,33	3,39	2,69	2,08	1,04
1989	6,40	6,10	5,90	5,60	5,21	3,81	2,58
1990	17,00	10,00	5,03	3,40	2,51	1,68	0,84
1991	11,20	11,00	9,08	6,90	5,70	4,42	2,75
1992	9,60	8,70	8,30	7,80	7,77	6,50	3,70
1993	9,80	8,00	5,08	4,55	3,44	2,33	1,18
1994	8,10	5,40	5,00	3,92	3,50	2,90	2,05
1995	4,70	3,70	3,50	2,91	2,75	2,71	1,73
1996	7,00	5,75	4,25	3,65	3,76	3,48	2,35
1997	12,00	9,20	7,13	5,02	4,50	3,23	2,62
1998	13,00	7,80	4,00	2,71	2,45	1,63	0,82
1999	5,70	5,00	3,63	2,57	1,95	1,50	0,75
2000	9,50	8,80	7,70	7,00	5,25	4,75	3,75
X	9,48	7,53	5,81	4,77	4,17	3,48	2,35
S	2,98	2,09	1,73	1,70	1,59	1,53	1,22

Fuente: Elaboración propia.

Donde:

X = Media aritmética.

S = Desviación estándar.

TABLA 10: Intensidades máximas horarias anuales de precipitación. Estación Los Panguiles.

Años	Intensidades de precipitación (mm/hr)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1985	7,10	5,45	4,28	3,65	2,89	2,13	1,09
1986	11,50	10,90	7,43	5,63	4,70	3,73	2,58
1987	13,20	11,45	10,55	9,77	9,20	8,27	4,80
1988	7,00	5,50	3,70	3,22	3,05	2,38	1,68
1989	9,80	5,70	3,05	2,13	1,71	1,60	0,80
1990	2,70	2,25	2,00	1,90	1,33	0,98	0,49
1991	6,80	5,05	4,55	4,18	4,00	3,82	2,35
1992	10,90	9,00	8,30	7,28	5,69	4,67	2,80
1993	11,30	9,15	5,85	5,17	3,98	2,84	1,82
1994	8,20	4,40	3,58	2,47	2,25	1,74	1,19
1995	5,40	5,00	4,40	3,77	3,38	2,88	1,87
1996	4,00	3,90	3,18	2,30	2,25	1,90	1,02
1997	7,20	4,45	2,95	2,10	1,68	1,47	0,80
1999	9,50	,8,3	6,18	4,25	3,49	2,70	2,27
2000	14,80	13,50	11,13	10,03	9,90	8,81	6,03
X	8,63	6,93	5,41	4,52	3,97	3,33	2,11
S	3,37	3,24	2,8	2,65	2,56	2,34	1,53

Fuente: Elaboración propia.

Donde:

X = Media aritmética.

S = Desviación estándar.

6.3.- Ajuste de los datos a la función de distribución de probabilidad de Gumbel.

Una vez determinadas las intensidades máximas, se procedió a ajustar los valores de intensidad de precipitación a la función de distribución de probabilidad de Gumbel, la cual es una función de ajuste para valores extremos. Los parámetros de la función de Gumbel para cada estación y duración se entregan en las tablas 11 y 12.

TABLA 11: Estimación de los parámetros de la Función de Gumbel para distintas duraciones. Estaciones Cerro Calán, Melipilla y Pirque.

Estación	Cerro Calán		Melipilla		Pirque	
	μ	σ	μ	σ	μ	σ
1	9,731	0,390	6,043	0,160	8,193	0,450
2	8,047	0,428	4,802	0,246	6,387	0,700
4	6,018	0,581	3,900	0,446	4,956	0,884
6	4,951	0,755	3,352	0,613	3,893	0,865
8	4,180	0,821	2,914	0,742	3,229	0,859
12	3,276	0,867	2,335	0,912	2,748	0,883
24	1,822	1,144	1,539	1,165	1,778	1,082

TABLA 12: Estimación de los parámetros de la Función de Gumbel para distintas duraciones. Estaciones Embalse Rungue y Los Panguiles.

Estación	Embalse Rungue		Los Panguiles	
	μ	σ	μ	σ
1	8,140	0,430	7,109	0,380
2	6,592	0,612	5,475	0,396
4	5,031	0,740	4,148	0,458
6	4,007	0,755	3,333	0,485
8	3,454	0,806	2,814	0,501
12	2,794	0,836	2,277	0,549
24	1,801	1,053	1,417	0,837

6.4.- Determinación de las pruebas de bondad de ajuste.

Posteriormente al ajuste de los datos mediante la función de Gumbel, se procedió a aplicar las pruebas de Kolmogorov-Smirnov y el Coeficiente de Determinación R^2 para validar dicho ajuste. Los valores obtenidos en dichas pruebas de bondad se entregan en las tablas 13; 14; 15 y 16.

TABLA 13: Determinación del nivel de ajuste del test Kolmogorov-Smirnov para las estaciones Cerro Calán, Melipilla y Pirque.

Estación	Cerro Calán Dt = 0,318		Melipilla Dt = 0,318		Pirque Dt = 0,318	
	Dc (*)	Ajuste	Dc (*)	Ajuste	Dc (*)	Ajuste
1	0,065	A	0,189	A	0,103	A
2	0,090	A	0,128	A	0,184	A
4	0,157	A	0,092	A	0,092	A
6	0,118	A	0,084	A	0,084	A
8	0,082	A	0,064	A	0,057	A
12	0,104	A	0,095	A	0,051	A
24	0,124	A	0,152	A	0,174	A

A : Es aceptado el modelo.

Dc (*): Estadístico de Kolmogorov-Smirnov calculado.

Dt : Valor de tabla.

Tabla 14: Determinación del nivel de ajuste del test Kolmogorov-Smirnov para las estaciones Embalse Rungue y Los Panguiles.

Estación	Embalse Rungue Dt = 0,328		Los Panguiles Dt = 0,338	
Duración	Dc (*)	Ajuste	Dc (*)	Ajuste
1	0,161	A	0,106	A
2	0,196	A	0,128	A
4	0,107	A	0,127	A
6	0,129	A	0,094	A
8	0,123	A	0,112	A
12	0,097	A	0,137	A
24	0,148	A	0,082	A

A : Es aceptado el modelo.

Dc (*): Estadístico de Kolmogorov-Smirnov calculado.

Dt : Valor de tabla.

TABLA 15: Determinación del Coeficiente de Determinación R^2 para las estaciones Cerro Calán, Melipilla y Pirque.

Estación	Cerro Calán	Melipilla	Pirque
Duración	R^2	R^2	R^2
1	0,986	0,826	0,962
2	0,973	0,931	0,918
4	0,944	0,979	0,973
6	0,975	0,979	0,982
8	0,969	0,984	0,988
12	0,963	0,969	0,993
24	0,952	0,938	0,964

TABLA 16: Determinación del Coeficiente de Determinación R^2 para las estaciones Embalse Rungue y Los Panguiles.

Estación	Embalse Rungue	Los Panguiles
Duración	R^2	R^2
1	0,923	0,949
2	0,850	0,923
4	0,944	0,954
6	0,951	0,958
8	0,954	0,959
12	0,966	0,936
24	0,908	0,965

6.5.- Diseño de las Curvas IDF para cada una de las estaciones seleccionadas.

Una vez que se validó el ajuste de los datos a la función de Gumbel, se procedió a graficar la Intensidad de las precipitaciones v/s las distintas duraciones; ésto se hizo para cada uno de los períodos de retorno seleccionados.

Se hace necesario destacar que las curvas finalmente obtenidas fueron producto de varios muestreos, los cuales se realizaron para obtener curvas lo más cercanas posible al modelo teórico propuesto por Témez (1978), en donde a duraciones más cortas, existe una mayor probabilidad de encontrar intensidades mayores.

La familia de curvas generadas para cada estación se entrega en los gráficos 1; 2; 3; 4 y 5.

Gráfico 1: Curvas IDF Melipilla.

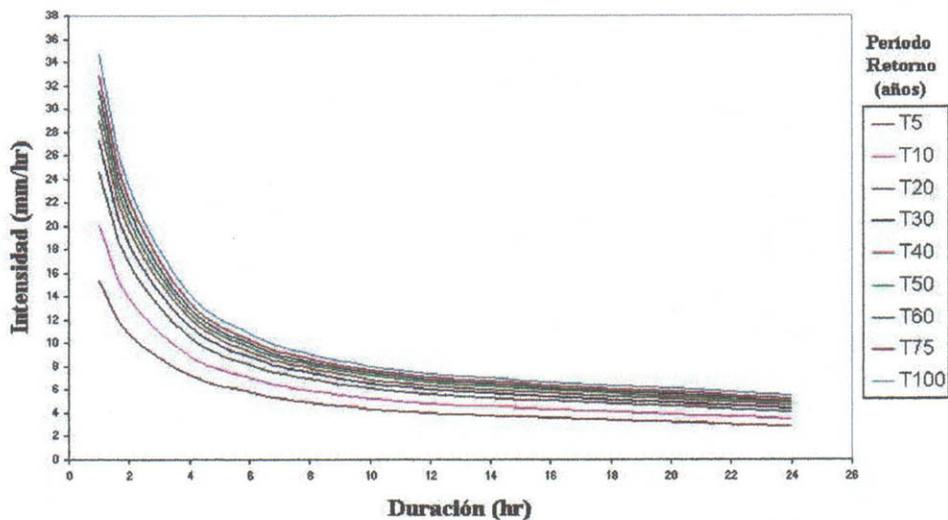


Gráfico 2: Curvas IDF Pirque.

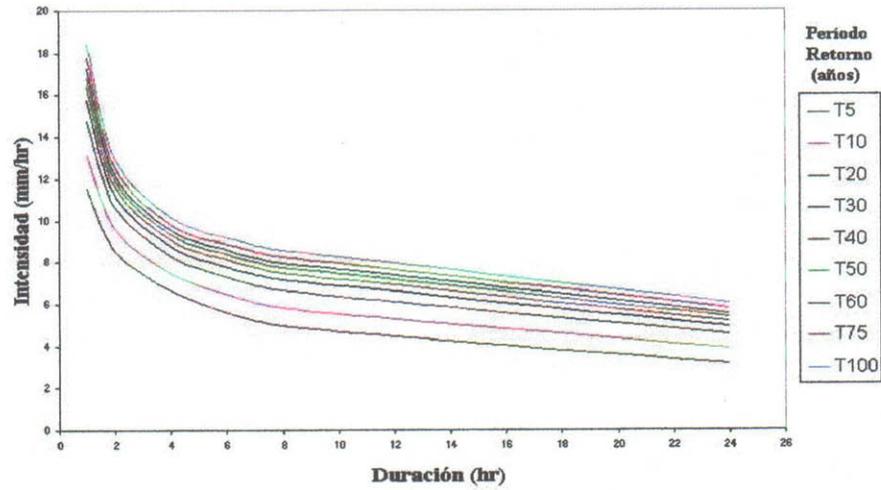


Gráfico 3: Curvas IDF Cerro Calán.

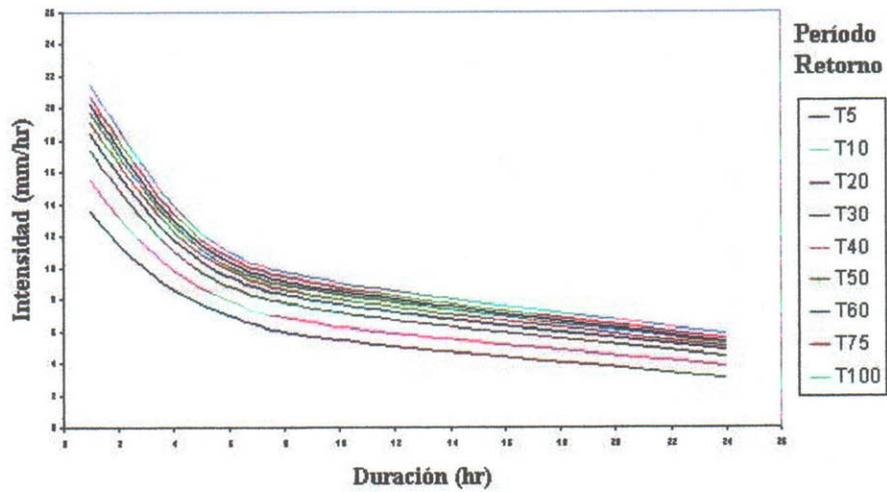


Gráfico 4: Curvas IDF Estación Los Panguiles.

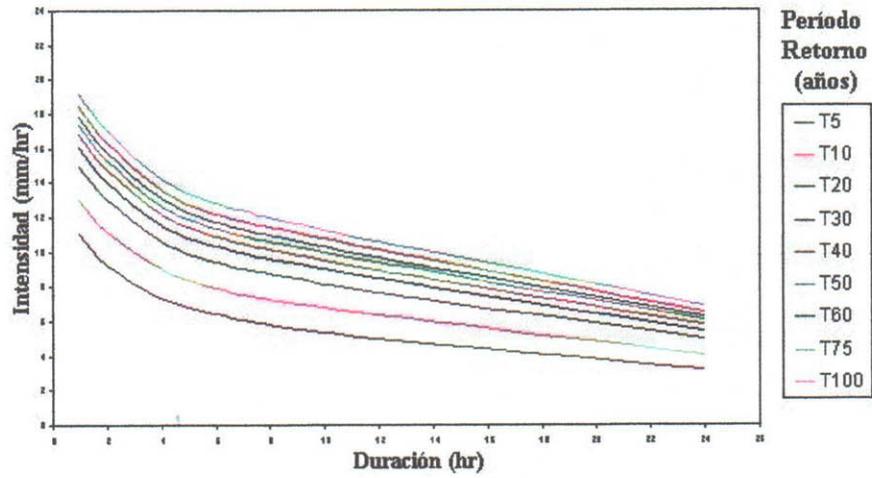
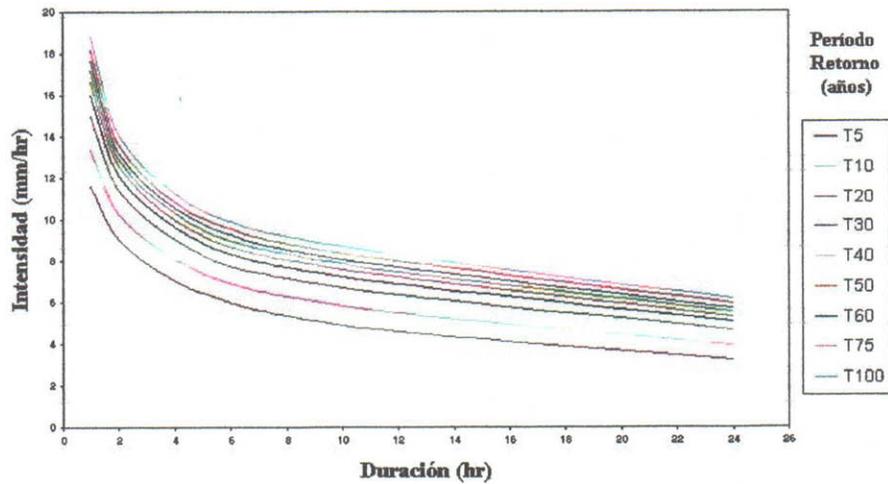


Gráfico 5: Curvas IDF Embalse Rungue.



6.6.- Determinación de tablas de uso práctico.

Las siguientes tablas de uso práctico, tienen por finalidad facilitar el uso de la información, entregando las intensidades de precipitación asociadas a los distintos períodos de retorno. (Tablas 17; 18; 19; 20 y 21)

Además, en las Tablas 22; 23; 24; 25 y 26 se entregan los valores del parámetro k calculado para cada estación, el cual relaciona la intensidad horaria con la intensidad de precipitación en 24 horas para cada período de retorno. Esta relación hace posible extrapolar los valores de intensidades máximas esperables a estaciones de la Región Metropolitana que carezcan de registros pluviográficos y que solo cuentan con registros pluviométricos que indican la altura de precipitación en 24 horas. La aplicación es simple; basta con multiplicar el valor de intensidad máxima de 24 horas de una estación pluviométrica, por el factor k asociado a una determinada duración y un período de retorno seleccionado.

TABLA 17: Intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno. Estación Melipilla

duración (horas)	Período de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	15,39	20,07	24,56	27,21	28,96	30,37	31,50	32,93	34,72
2	10,89	13,93	16,85	18,58	19,72	20,64	21,38	22,31	23,47
4	7,26	8,94	10,56	11,51	12,14	12,65	13,06	13,57	14,21
6	5,80	7,03	8,20	8,89	9,35	9,72	10,02	10,39	10,86
8	4,93	5,94	6,91	7,49	7,87	8,17	8,41	8,72	9,11
12	3,98	4,80	5,59	6,06	6,37	6,61	6,81	7,06	7,38
24	2,83	3,47	4,09	4,45	4,69	4,89	5,04	5,24	5,49

TABLA 18: Intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno. Estación Cerro Calán.

duración (horas)	Período de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	13,58	15,50	17,35	18,44	19,16	19,74	20,21	20,79	21,53
2	11,55	13,30	14,98	15,97	16,63	17,16	17,58	18,11	18,78
4	8,60	9,89	11,13	11,86	12,35	12,74	13,05	13,44	13,94
6	6,94	7,93	8,89	9,45	9,82	10,12	10,36	10,66	11,04
8	6,01	6,92	7,80	8,31	8,66	8,93	9,15	9,43	9,78
12	5,01	5,87	6,70	7,19	7,51	7,78	7,98	8,24	8,58
24	3,13	3,79	4,42	4,79	5,04	5,23	5,39	5,59	5,84

TABLA 19: Intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno. Estación Pirque.

duración (horas)	Período de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	11,53	13,20	14,80	15,74	16,37	16,87	17,27	17,78	18,42
2	8,53	9,60	10,63	11,24	11,64	11,96	12,22	12,55	12,96
4	6,65	7,50	8,32	8,80	9,11	9,37	9,58	9,83	10,16
6	5,63	6,49	7,33	7,82	8,14	8,40	8,61	8,88	9,21
8	4,97	5,85	6,69	7,18	7,51	7,77	7,98	8,25	8,58
12	4,45	5,30	6,11	6,59	6,91	7,17	7,37	7,63	7,96
24	3,16	3,86	4,52	4,92	5,18	5,38	5,55	5,76	6,03

TABLA 20: Intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno. Estación Embalse Rungue.

duración (horas)	Período de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	11,63	13,37	15,04	16,03	16,68	17,21	17,63	18,17	18,83
2	9,04	10,27	11,44	12,14	12,60	12,97	13,26	13,64	14,11
4	7,06	8,07	9,05	9,62	10,00	10,31	10,56	10,86	11,25
6	5,99	6,90	7,76	8,33	8,70	9,00	9,24	9,54	9,92
8	5,32	6,25	7,14	7,67	8,02	8,30	8,52	8,81	9,16
12	4,59	5,48	6,35	6,85	7,19	7,46	7,68	7,95	8,29
24	3,23	3,94	4,62	5,03	5,29	5,51	5,68	5,90	6,17

TABLA 21: Intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno. Estación Los Panguiles.

duración (horas)	Período de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	11,04	13,02	14,91	16,03	16,77	17,36	17,84	18,44	19,20
2	9,27	11,16	12,98	14,05	14,76	15,34	15,8	16,37	17,1
4	7,42	9,06	10,64	11,56	12,18	12,67	13,07	13,57	14,2
6	6,43	7,97	9,46	10,33	10,91	11,38	11,76	12,23	12,82
8	5,81	7,31	8,74	9,59	10,15	10,61	10,97	11,43	12,00
12	5,01	6,37	7,68	8,46	8,97	9,38	9,71	10,13	10,65
24	3,21	4,1	4,96	5,47	5,81	6,08	6,29	6,57	6,91

TABLA 22: Determinación del parámetro k para distintos períodos de retorno. Estación Cerro Calán.

duración (horas)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	4,34	4,09	3,93	3,85	3,80	3,77	3,75	3,72	3,69
2	3,69	3,51	3,39	3,33	3,30	3,28	3,26	3,24	3,22
4	2,75	2,61	2,52	2,48	2,45	2,44	2,42	2,40	2,39
6	2,22	2,09	2,01	1,97	1,95	1,93	1,92	1,91	1,89
8	1,92	1,83	1,76	1,73	1,72	1,71	1,70	1,69	1,67
12	1,60	1,55	1,52	1,50	1,49	1,49	1,48	1,47	1,47
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

TABLA 23: Determinación del parámetro k para distintos períodos de retorno. Estación Melipilla.

duración (horas)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	5,44	5,78	6,00	6,11	6,17	6,21	6,25	6,28	6,32
2	3,85	4,01	4,12	4,18	4,20	4,22	4,24	4,26	4,28
4	2,57	2,58	2,58	2,59	2,59	2,59	2,59	2,59	2,59
6	2,05	2,03	2,00	2,00	1,99	1,99	1,99	1,98	1,98
8	1,74	1,71	1,69	1,68	1,68	1,67	1,67	1,66	1,66
12	1,41	1,38	1,37	1,36	1,36	1,35	1,35	1,35	1,34
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

TABLA 24: Determinación del parámetro k para distintos períodos de retorno. Estación Pirque.

duración (horas)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	3,65	3,42	3,27	3,20	3,16	3,14	3,11	3,09	3,05
2	2,70	2,49	2,35	2,28	2,25	2,22	2,20	2,18	2,15
4	2,10	1,94	1,84	1,79	1,76	1,74	1,73	1,71	1,68
6	1,78	1,68	1,62	1,59	1,57	1,56	1,55	1,54	1,53
8	1,57	1,52	1,48	1,46	1,45	1,44	1,44	1,43	1,42
12	1,41	1,37	1,35	1,34	1,33	1,33	1,33	1,32	1,32
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

TABLA 25: Determinación del parámetro k para distintos períodos de retorno. Estación Embalse Rungue.

duración (horas)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	3,60	3,39	3,26	3,19	3,15	3,12	3,10	3,08	3,05
2	2,80	2,61	2,48	2,41	2,38	2,35	2,33	2,31	2,29
4	2,19	2,05	1,96	1,91	1,89	1,87	1,86	1,84	1,82
6	1,85	1,75	1,68	1,66	1,64	1,63	1,63	1,62	1,61
8	1,65	1,59	1,55	1,52	1,52	1,51	1,50	1,49	1,48
12	1,42	1,39	1,37	1,36	1,36	1,35	1,35	1,35	1,34
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

TABLA 26: Determinación del parámetro k para distintos períodos de retorno. Estación Los Panguiles.

duración (horas)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	3,44	3,18	3,01	2,93	2,89	2,86	2,84	2,81	2,78
2	2,89	2,72	2,62	2,57	2,54	2,52	2,51	2,49	2,47
4	2,31	2,21	2,15	2,11	2,10	2,08	2,08	2,07	2,05
6	2,00	1,94	1,91	1,89	1,88	1,87	1,87	1,86	1,86
8	1,81	1,78	1,76	1,75	1,75	1,75	1,74	1,74	1,74
12	1,56	1,55	1,55	1,55	1,54	1,54	1,54	1,54	1,54
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

6.7.- Determinación de las expresiones matemáticas generales de las Curvas IDF y Análisis Estadísticos.

Una vez generadas las curvas IDF para cada una de las 5 estaciones, se determinaron, para cada estación, las expresiones matemáticas que representan el comportamiento de las precipitaciones en función de su intensidad, duración y frecuencia.

Lo anterior es posible utilizando la metodología sugerida por Aparicio (1997), con la cual es posible obtener una ecuación que represente las curvas IDF de una estación a través de un modelo de regresión lineal.

El modelo usado en este estudio es el siguiente:

$$I = \frac{kT^m}{d^n}$$

donde:

I	=	Intensidad de precipitación (mm/hr)
T	=	Período de retorno (años)
d	=	duración de la lluvia (minutos)

Posteriormente se aplica logaritmos al modelo propuesto, con la finalidad de obtener una expresión con la forma de un modelo de regresión lineal múltiple:

$$\log I = \log K + \log T - n \log D$$

o bien

$$y = a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2$$

Donde:

$$y = \log I \qquad a_0 = \log k$$

$$X_1 = \log T \qquad a_1 = m$$

$$X_2 = \log D \qquad a_2 = -n$$

6.7.1.- Modelo de Regresión lineal múltiple, Estación Melipilla.

A partir de la información de la tabla 17, la cual entrega las intensidades máximas de precipitación para distintas duraciones y distintos períodos de retorno, se pudo generar el siguiente modelo de regresión lineal múltiple:

$$Y = 2,11949 + 0,224343 X_1 - 0,583974 X_2$$

Tabla 27: Análisis de regresión Estación Melipilla

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	2,11949	0,0208218	101,792	0,0000
a1	0,224343	0,00747364	30,018	0,0000
a2	-0,583974	0,00693364	-84,2233	0,0000

Las dójimas de hipótesis para los coeficientes de la regresión lineal múltiple, es decir, pendiente e intercepto, son las siguientes:

- Dójima de hipótesis para las Pendientes

$$H_0 : \text{Pendiente} = 0$$

$$H_a : \text{Pendiente} \neq 0$$

- Dójima de hipótesis para el Intercepto

$$H_0 : \text{Intercepto} = 0$$

$$H_a : \text{Intercepto} > 0$$

El valor-p para la pendiente de la recta presenta un valor igual a cero (tabla 27), por lo que se rechaza la hipótesis nula debido a que el valor-p es inferior a $\alpha/2$. A partir de esto, es posible concluir que las variables presentan una relación lineal entre ellas. Por otra parte, se puede observar que el valor-p del intercepto es inferior a 0,05 por lo que se rechaza la hipótesis nula.

Tabla 28: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	4,53017	2	2,26508	3997,32	0,0000
Error	0,033999	60	0,00056665		
Total	4,56417	62			

Coefficiente de Determinación R^2	=	99,26 %
R^2 ajustado	=	99,23 %
Error Estándar de la Estimación	=	0,0238
Error Absoluto	=	0,01980
Estadístico Durbin-Watson	=	0,43073

En el análisis de varianza es posible verificar la tendencia lineal entre las variables. Además se observan los valores del estadístico Durbin–Watson y el coeficiente de determinación R^2 (ver apéndice I).

Como en todo modelo de regresión lineal, se hace necesario probar los supuestos básicos de regresión: normalidad, homocedasticidad y no autocorrelación. El análisis de estos supuestos para la estación Melipilla, se entrega en el apéndice I.

- Normalidad : Se cumple.
- Homocedasticidad : Se cumple.
- No-autocorrelación : No se cumple.

El supuesto de No-autocorrelación no se cumple para la estación pluviográfica, debido a que el modelo tiene una correlación serial de los residuos; ésto queda en evidencia por el valor del estadístico de Durbin & Watson ($d = 0,43073$).

Para corregir esta situación fue necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables sugerido por Abarza (2001), y así eliminar la autocorrelación de los residuos a través del método p basado en el estadístico Durbin y Watson, el cual consiste en cinco pasos explicados en el Anexo VII. Finalmente, el modelo transformado es el siguiente:

$$Y_t^* = 0,466594 + 0,221061X_{1t}^* - 0,598165X_{2t}^*$$

Donde:

Y_t^* = Variable dependiente transformada a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

X_{1t}^* , X_{2t}^* = Variables independientes transformadas a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

A pesar de la aplicación del método de corrección p , gráficamente aun se observan indicios de autocorrelación, por lo que fue necesario aplicar nuevamente dicho método correctivo. (ver apéndice I). El nuevo modelo es el siguiente:

$$Y_t^{**} = 0,347393 + 0,222759X_{1t}^{**} - 0,592488X_{2t}^{**}$$

Donde:

$Y_{t^{**}}$ = Variable dependiente transformada a través del método p , correspondiente a la segunda iteración.

$X_{1t^{**}}, X_{2t^{**}}$ = Variables independientes transformadas a través del método p , correspondiente a la segunda iteración.

Una vez que se ha obtenido el modelo transformado, es posible determinar los nuevos coeficientes de regresión del modelo original para el intercepto a_0 y las pendientes a_1 y a_2 . (Tabla 29).

Tabla 29: Coeficientes de Regresión para el modelo original.

	Parámetro	Fórmula	Valor
Segunda Iteración	$ao^{**} = 0,347393$	$ao^* = ao^{**}/(1-p)$	$ao^* = 0,462063$
	$a1^{**} = 0,222759$	$a1^* = a1^{**}$	$a1^* = 0,222759$
	$a2^{**} = -0,592488$	$a2^* = a2^{**}$	$a2^* = -0,592488$
	$p1 = 0,24817$	$p2 = 0,7846$	
Primera Iteración	$ao^* = 0,462063$	$ao = ao^*/(1-p)$	$ao = 2,145103$
	$a1^* = 0,221061$	$a1 = a1^*$	$a1 = 0,222759$
	$a2^* = -0,598165$	$a2 = a2^*$	$a2 = -0,592488$

Una vez que se ha realizado la transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos, el modelo original cumple con todos los supuestos de regresión.

El modelo final es el siguiente:

$$Y = 2,145103 + 0,222759 X_1 - 0,592488 X_2$$

Finalmente, reemplazando las variables en el modelo final y aplicando antilogaritmo, se obtiene una función matemática que permite estimar la Intensidad en función de la Duración y la Frecuencia de las precipitaciones para la estación pluviográfica Melipilla y sectores aledaños.

$$I = \frac{139,67 \times T^{0,222759}}{d^{0,592488}}$$

6.7.2.- Modelo de Regresión lineal múltiple. Estación Cerro Calán.

A partir de la información de la tabla 18, la cual entrega las intensidades máximas de precipitación para distintas duraciones y distintos períodos de retorno, se pudo generar el siguiente modelo de regresión lineal múltiple:

$$Y = 1,82324 + 0,16724 X_1 - 0,432379 X_2$$

Tabla 30: Análisis de Regresión Estación Cerro Calán

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,82324	0,024898	75,6853	0,0000
a1	0,16724	0,00864663	19,3417	0,0000
a2	-0,432379	0,00802188	-53,900	0,0000

Las dójimas de hipótesis para los coeficientes de la regresión lineal múltiple, es decir, pendiente e intercepto, son las siguientes:

- Dójima de hipótesis para las Pendientes
 - Ho : Pendiente = 0
 - Ha : Pendiente ≠ 0
- Dójima de hipótesis para el Intercepto
 - Ho : Intercepto = 0
 - Ha : Intercepto > 0

El valor-p para la pendiente de la recta presenta un valor igual a cero (tabla 30), por lo que se rechaza la hipótesis nula debido a que el valor-p es inferior a $\alpha/2$. A partir de esto, es posible concluir que las variables presentan una relación lineal entre ellas. Por otra parte, se puede observar que el valor-p del intercepto, es inferior a 0,05, por lo que se rechaza la hipótesis nula.

Tabla 31: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	2,48729	2	1,24365	1639,65	0,0000
Error	0,045508	60	0,0007584		
Total	2,5328	62			

Coefficiente de Determinación R^2	=	98,20 %
R^2 ajustado	=	98,14 %
Error Estándar de la Estimación	=	0,02754
Error Absoluto	=	0,0022326
Estadístico Durbin-Watson	=	0,372925

En el análisis de varianza es posible verificar la tendencia lineal entre las variables. Además se observa los valores del estadístico Durbin y Watson y el coeficiente de determinación R^2 (ver apéndice II).

Como en todo modelo de regresión lineal, se hace necesario probar los supuestos básicos de regresión: normalidad, homocedasticidad y no autocorrelación. El análisis de estos supuestos para la estación Cerro Calán se entrega en el apéndice II.

- Normalidad : Se cumple.
- Homocedasticidad : Se cumple.
- No-autocorrelación : No se cumple.

El supuesto de No-autocorrelación no se cumple para la estación pluviográfica, debido a que el modelo tiene una correlación serial de los residuos; ésto queda en evidencia por el valor del estadístico de Durbin y Watson ($d = 0,372925$).

Para corregir esta situación también fue necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables y así eliminar la autocorrelación de los residuos a través del método ρ basado en el estadístico Durbin y Watson.. Finalmente, el modelo transformado es el siguiente:

$$Y_t^* = 0,348966 + 0,166154 X_{1t}^* - 0,4495 X_{2t}^*$$

Donde:

Y_t^* = Variable dependiente transformada a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

X_{1t}^*, X_{2t}^* = Variables independientes transformadas a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

Una vez que se ha obtenido el modelo transformado es posible determinar los nuevos coeficientes de regresión del modelo original para el intercepto a_0 y las pendientes a_1 y a_2 . (Tabla 32).

Tabla 32: Coeficientes de Regresión para el modelo original. Estación Cerro Calán.

	Parámetro	Fórmula	Valor
Primera Iteración	$ao^* = 0,466594$	$ao = ao^*/(1-p)$	$ao = 1,87113$
	$a1^* = 0,166154$	$a1 = a1^*$	$a1 = 0,166154$
	$a2^* = -0,4495$	$a2 = a2^*$	$a2 = -0,4495$
	$p = 0,8135$		

Una vez que se ha realizado la transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos, el modelo original cumple con todos los supuestos de regresión.

El modelo final es el siguiente:

$$Y = 1,87113 + 0,166154X_1 - 0,4495X_2$$

Finalmente, reemplazando las variables en el modelo final y aplicando antilogaritmo, se obtiene una función matemática que permite estimar la Intensidad en función de la duración y la frecuencia de las precipitaciones para la estación pluviográfica Cerro Calán y sectores aledaños.

$$I = \frac{74,324 \times T^{0,166154}}{d^{0,4495}}$$

6.7.3.- Modelo de Regresión lineal múltiple, Estación Pirque.

A partir de la información de la tabla 19, la cual entrega las intensidades máximas de precipitación para distintas duraciones y distintos períodos de retorno, se pudo generar el siguiente modelo de regresión lineal múltiple:

$$Y = 1,54537 + 0,168697 X_1 - 0,352028 X_2$$

Tabla 33: Análisis de Regresión Estación Pirque.

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,54537	0,0175743	87,9337	0,0000
a1	0,168697	0,006308	26,7434	0,0000
a2	-0,352028	0,005852	-60,1529	0,0000

Las dójimas de hipótesis para los coeficientes de la regresión lineal múltiple, es decir, pendiente e intercepto, son las siguientes:

- Dójima de hipótesis para las Pendientes

Ho : Pendiente = 0

Ha : Pendiente ≠ 0

- Dójima de hipótesis para el Intercepto

Ho : Intercepto = 0

Ha : Intercepto > 0

El valor-p para la pendiente de la recta presenta un valor igual a cero (Tabla 33), por lo que se rechaza la hipótesis nula debido a que el valor-p es inferior a $\alpha/2$. A partir de esto, es posible concluir que las variables presentan una relación lineal entre ellas. Por otra parte, se puede observar que el valor-p del intercepto es inferior a 0,05, por lo que se rechaza la hipótesis nula.

Tabla 34: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,74937	2	0,874683	2166,79	0,0000
Error	0,0242206	60	0,0004036		
Total	1,77359	62			

Coefficiente de Determinación R^2	=	98,63 %
R^2 ajustado	=	98,59 %
Error Estándar de la Estimación	=	0,0200917
Error Absoluto	=	0,0156821
Estadístico Durbin-Watson	=	0,473

En el análisis de varianza es posible verificar la tendencia lineal entre las variables. Además se observa los valores del estadístico Durbin–Watson y el coeficiente de determinación R^2 (ver apéndice III).

Como en todo modelo de regresión lineal, se hace necesario probar los supuestos básicos de regresión: normalidad, homocedasticidad y no autocorrelación. El análisis de estos supuestos para la estación Pirque, se entrega en el apéndice III.

- Normalidad : Se cumple.
- Homocedasticidad : Se cumple.
- No-autocorrelación : No se cumple.

El supuesto de No-autocorrelación no se cumple para la estación pluviográfica, debido a que el modelo tiene una correlación serial de los residuos; ésto queda en evidencia por el valor del estadístico de Durbin y Watson ($d = 0,473$).

Para corregir la presencia de autocorrelación también fue necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables, y así eliminar la autocorrelación de los residuos a través del método p basado en el estadístico Durbin y Watson. Finalmente, el modelo transformado es el siguiente:

$$Y_t^* = 0,357083 + 0,176014X_{1t}^* - 0,343192X_{2t}^*$$

Donde:

Y_t^* = Variable dependiente transformada a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

X_{1t}^*, X_{2t}^* = Variables independientes transformadas a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

Una vez que se ha obtenido el modelo transformado es posible determinar los nuevos coeficientes de regresión del modelo original para el intercepto a_0 y las pendientes a_1 y a_2 . (Tabla 35).

Tabla 35 : Coeficientes de Regresión para el modelo original. Estación Pirque.

	Parámetro	Fórmula	Valor
Primera Iteración	ao* = 0,357083	ao = ao*/(1-p)	ao = 1,50986
	a1* = 0,176014	a1 = a1*	a1 = 0,176014
	a2* = -0,34192	a2 = a2*	a2 = -0,34192
	p = 0,7635		

Una vez que se ha realizado la transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos, el modelo original cumple con todos los supuestos de regresión.

El modelo final es el siguiente:

$$Y = 1,50986 + 0,176014X_1 - 0,343192X_2$$

Finalmente, reemplazando las variables en el modelo final y aplicando antilogaritmo, se obtiene una función matemática que permite estimar la Intensidad en función de la duración y la frecuencia de las precipitaciones, para la estación pluviográfica Pirque y sectores aledaños.

$$I = \frac{32,349 \times T^{0,176014}}{d^{0,343192}}$$

6.7.4.- Modelo de Regresión lineal múltiple, Estación Embalse Rungue.

A partir de la información de la tabla 20, la cual entrega las intensidades máximas de precipitación para distintas duraciones y distintos períodos de retorno, se pudo generar el siguiente modelo de regresión lineal múltiple:

$$Y = 1,57001 + 0,173788 X_1 - 0,355622 X_2$$

Tabla 36: Análisis de Regresión. Estación Embalse Rungue.

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,57001	0,0125891	124,712	0,0000
a1	0,173788	0,00451863	38,4603	0,0000
a2	-0,355622	0,00419214	-84,8307	0,0000

Las dójimas de hipótesis para los coeficientes de la regresión lineal múltiple, es decir, pendiente e intercepto, son las siguientes:

- Dójima de hipótesis para las Pendientes

$$H_0 : \text{Pendiente} = 0$$

$$H_a : \text{Pendiente} \neq 0$$

- Dójima de hipótesis para el Intercepto

$$H_0 : \text{Intercepto} = 0$$

$$H_a : \text{Intercepto} > 0$$

El valor-p para la pendiente de la recta presenta un valor igual a cero (Tabla 36), por lo que se rechaza la hipótesis nula debido a que el valor-p es inferior a $\alpha/2$. A partir de esto, es posible concluir que las variables presentan una relación lineal entre ellas. Por otra parte, se puede observar que el valor-p del intercepto es inferior a 0,05, por lo que se rechaza la hipótesis nula.

Tabla 37 : Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,79703	2	0,89517	4337,72	0,0000
Error	0,0658943	60	0,00020714		
Total	1,80946	62			

Coefficiente de Determinación R^2	=	99,31 %
R^2 ajustado	=	99,29 %
Error Estándar de la Estimación	=	0,0143924
Error Absoluto	=	0,0101591
Estadístico Durbin-Watson	=	0,863332

En el análisis de varianza es posible verificar la tendencia lineal entre las variables. Además se observa los valores del estadístico Durbin–Watson y el coeficiente de determinación R^2 (ver apéndice IV).

Como en todo modelo de regresión lineal, se hace necesario probar los supuestos básicos de regresión: normalidad, homocedasticidad y no autocorrelación. El análisis de estos supuestos para la estación Cerro Calán se entrega en el apéndice IV.

- Normalidad : Se cumple.
- Homocedasticidad : Se cumple.
- No-autocorrelación : No se cumple.

El supuesto de No-autocorrelación no se cumple para la estación pluviográfica, debido a que el modelo tiene una correlación serial de los residuos; ésto queda en evidencia por el valor del estadístico de Durbin y Watson ($d = 0,863332$).

Para corregir esta situación también fue necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables y así eliminar la autocorrelación de los residuos a través del método ρ basado en el estadístico Durbin y Watson. Finalmente, el modelo transformado es el siguiente:

$$Yt^* = 0,357083 + 0,176014X_1t^* - 0,343192X_2t^*$$

Donde:

Yt^* = Variable dependiente transformada a través del método ρ , correspondiente a la primera iteración.

$X1t^*$, $X2t^*$ = Variables independientes transformadas a través del método ρ , correspondiente a la primera iteración.

Una vez que se ha obtenido el modelo transformado es posible determinar los nuevos coeficientes de regresión del modelo original para el intercepto a_0 y las pendientes a_1 y a_2 . (Tabla 38).

Tabla 38 : Coeficientes de Regresión para el modelo original. Estación Embalse Rungue.

	Parámetro	Fórmula	Valor
Primera Iteración	ao* = 0,674276	ao = ao*/(1-p)	ao = 1,56199
	a1* = 0,178086	a1 = a1*	a1 = 0,178086
	a2* = -0,354728	a2 = a2*	a2 = -0,354728
	p = 0,5683		

Una vez que se ha realizado la transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos, el modelo original cumple con todos los supuestos de regresión.

El modelo final es el siguiente:

$$Y = 1,56199 + 0,178086 X_1 - 0,354728 X_2$$

Finalmente, reemplazando las variables en el modelo final y aplicando antilogaritmo, se obtiene una función matemática que permite estimar la Intensidad en función de la duración y la frecuencia de las precipitaciones, para la estación pluviográfica Embalse Rungue y sectores aledaños.

$$I = \frac{36,475 \times T^{0,178086}}{d^{0,354728}}$$

6.7.5.- Modelo de Regresión lineal múltiple, Estación Los Panguiles.

A partir de la información de la tabla 21, la cual entrega las intensidades máximas de precipitación para distintas duraciones y distintos períodos de retorno, se pudo generar el siguiente modelo de regresión lineal múltiple:

$$Y = 1,47783 + 0,223347 X_1 - 0,323215 X_2$$

Tabla 39: Análisis de Regresión. Estación Los Panguiles.

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,47783	0,0320363	46,1299	0,0000
a1	0,223347	0,0114989	19,4234	0,0000
a2	-0,323215	0,010668	-30,2975	0,0000

Las dójimas de hipótesis para los coeficientes de la regresión lineal múltiple, es decir, pendiente e intercepto, son las siguientes:

- Dójima de hipótesis para las Pendientes

$$H_0 : \text{Pendiente} = 0$$

$$H_a : \text{Pendiente} \neq 0$$

- Dójima de hipótesis para el Intercepto

$$H_0 : \text{Intercepto} = 0$$

$$H_a : \text{Intercepto} > 0$$

El valor-p para la pendiente de la recta presenta un valor igual a cero (Tabla 39), por lo que se rechaza la hipótesis nula debido a que el valor-p es inferior a $\alpha/2$. A partir de esto, es posible concluir que las variables presentan una relación lineal entre ellas. Por otra parte, se puede observar que el valor-p del intercepto es inferior a 0,05 por lo que se rechaza la hipótesis nula.

Tabla 40: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,73741	2	0,868703	647,60	0,0000
Error	0,0804846	60	0,00134141		
Total	1,81789	62			

Coefficiente de Determinación R^2	=	95,57 %
R^2 ajustado	=	95,43 %
Error Estándar de la Estimación	=	0,0366253
Error Absoluto	=	0,0296684
Estadístico Durbin-Watson	=	0,393224

En el análisis de varianza es posible verificar la tendencia lineal entre las variables. Además se observa los valores del estadístico Durbin–Watson y el coeficiente de determinación R^2 (ver apéndice V).

Como en todo modelo de regresión lineal, se hace necesario probar los supuestos básicos de regresión: normalidad, homocedasticidad y no autocorrelación. El análisis de estos supuestos para la estación Los Panguiles, se entrega en el apéndice V.

- Normalidad : Se cumple.
- Homocedasticidad : Se cumple.
- No-autocorrelación : No se cumple.

El supuesto de No-autocorrelación no se cumple para la estación pluviográfica, debido a que el modelo tiene una correlación serial de los residuos; ésto queda en evidencia por el valor del estadístico de Durbin & Watson ($d = 0,393224$).

Para corregir esta situación también fue necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables, y así eliminar la autocorrelación de los residuos a través del método p basado en el estadístico Durbin y Watson. Finalmente, el modelo transformado es el siguiente:

$$Y_t^* = 0,293705 + 0,232284 X_{1t}^* - 0,335982 X_{2t}^*$$

Donde:

Y_t^* = Variable dependiente transformada a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

X_{1t}^* , X_{2t}^* = Variables independientes transformadas a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

Una vez que se ha obtenido el modelo transformado es posible determinar los nuevos coeficientes de regresión del modelo original para el intercepto a_0 y las pendientes a_1 y a_2 . (Tabla 41).

Tabla 41 : Coeficientes de Regresión para el modelo original. Estación Los Panguiles.

	Parámetro	Fórmula	Valor
Primera Iteración	$ao^* = 0,293705$	$ao = ao^*/(1-p)$	$ao = 1,4939$
	$a1^* = 0,232284$	$a1 = a1^*$	$a1 = 0,232284$
	$a2^* = -0,335982$	$a2 = a2^*$	$a2 = -0,335982$
	$p = 0,8034$		

Una vez que se ha realizado la transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos, el modelo original cumple con todos los supuestos de regresión.

El modelo final es el siguiente:

$$Y = 1,4939 + 0,232284 X_1 - 0,335982 X_2$$

Finalmente, reemplazando las variables en el modelo final y aplicando antilogaritmo se obtiene una función matemática que permite estimar la Intensidad en función de la duración y la frecuencia de las precipitaciones para la estación pluviográfica Los Panguiles y sectores aledaños.

$$I = \frac{31,183 \times T^{0,232284}}{d^{0,335982}}$$

6.8.- Medidas de bondad de ajuste.

Posteriormente al ajuste de los modelos matemáticos para cada estación pluviográfica, fue necesario validar dichos modelos. Esta validación fue posible determinando el coeficiente de determinación R^2 y aplicando la prueba U de Mann Whitney. En la Tabla 42 se entregan los modelos ajustados para cada estación y que permiten obtener las curvas IDF, y además, las pruebas de bondad de ajuste anteriormente mencionadas. Los valores de la prueba U de Mann-Whitney se entregan detalladamente en el apéndice VI.

Tabla 42: Modelos ajustados para las cinco estaciones pluviográficas.

Estación	Modelo ajustado	U de Mann Whitney	R^2
Cerro Calán	$(74,324 \times T^{0,166154}) / d^{0,4495}$	Se acepta H_0	97,61 %
Melipilla	$(139,67 \times T^{0,222759}) / d^{0,592488}$	Se acepta H_0	99,10 %
Pirque	$(32,349 \times T^{0,176014}) / d^{0,343192}$	Se acepta H_0	98,37 %
Los Panguiles	$(31,183 \times T^{0,232284}) / d^{0,335982}$	Se acepta H_0	96,83 %
Embalse Rungue	$(36,475 \times T^{0,178086}) / d^{0,354728}$	Se acepta H_0	98,85 %

En donde:

- I = Intensidad de precipitación en mm/hr.
- T = Período de retorno en años.
- D = Duración expresada en minutos.
- U = Prueba de bondad de ajuste U de Mann-Whitney con un nivel de confianza de 95 %.
- R^2 = Coeficiente de determinación para cada modelo.

7- ANÁLISIS DE RESULTADOS.

7.1- Selección de intensidades máximas.

En la Tabla 43 se entregan los valores de intensidades máximas para cada estación, así como los mínimos encontrados.

Tabla 43: Rango de intensidades máximas para cada estación.

Estación	Intensidades de Precipitación (mm/hr)			
	Valor máximo	Año	Valor mínimo	Año
Cerro Calán	19,20	1986	1,01	1985
Melipilla	38,50	2000	0,57	1998
Pirque	15,20	1996	0,87	1985
Embalse Rungue	17,00	1990	0,82	1998
Los Panguiles	14,80	2000	0,49	1990

Fuente: Elaboración propia.

Como era de esperar, las mayores intensidades se presentaron para duraciones de 1 hora, alcanzándose un máximo de 38,5 mm/hr en la Estación Melipilla el año 2000 y las menores intensidades horarias se encontraron para duraciones de 24 horas con un mínimo de 0,49 mm/hr en el año 1990 en la estación Los Panguiles.

7.2.- Ajuste de los datos a la función de Gumbel.

En cuanto a la función de ajuste para eventos extremos seleccionada para el presente estudio, se puede señalar que la función de Gumbel presentó una excelente calidad de ajuste para las cinco estaciones. Los valores alcanzados por las medidas de bondad de ajuste avalan lo anterior. El test de Kolmogorov-Smirnov fue aprobado para cada estación y duración debido a que los valores D calculados fueron ampliamente superados por el valor crítico de tabla D_t , mientras que el Coeficiente de Determinación R^2 alcanzó un valor mínimo de 82,6 % y un valor máximo de 99,3 %, con un promedio de 95,1 %.

Lo anterior solo viene a confirmar lo señalado por diversos autores; Pizarro (1986), Varas (1988), Bedient y Huber (1992), Llamas (1993), Maidment (1993) y Abarza (2001), quienes proponen la utilización de la ley de distribución de Gumbel, dada su excelente capacidad de ajuste para valores máximos de precipitaciones.

7.3.- Diseño de las curvas IDF.

Siguiendo la metodología propuesta por Témez (1978), fue posible el diseño de la familia de curvas IDF para cada una de las cinco estaciones.

El número de muestreos necesarios para obtener las curvas IDF definitivas varió para cada estación; es así como, para las estaciones Cerro Calán, Melipilla y Los Panguiles, solo fue necesario realizar tres muestreos y para la estación Pirque, cuatro muestreos. La estación que necesitó de una mayor intensidad de muestreo, fue Embalse Rungue, con un total de seis muestreos. La familia de curvas generadas en cada muestreo se entregan en el Anexo III.

Como ya se señaló con anterioridad, el objetivo de realizar los distintos muestreos al momento de seleccionar las intensidades máximas, era el de obtener curvas que representaran claramente la relación entre la intensidad y la duración de las precipitaciones. De esta manera se cumple con la hipótesis propuesta por Témez (1978), en donde a duraciones mas cortas, existe una mayor probabilidad de encontrar mayores valores en la intensidad de las precipitaciones.

En cuanto a los valores de intensidad alcanzados por las curvas IDF, se puede señalar que existe una gran similitud entre las estaciones Pirque, Embalse Rungue y Los Panguiles. Para un período de retorno de 5 años la intensidad para una duración de 1 hora alcanza valores muy similares; éstos fluctúan entre los 11,0 y los 11,6 mm/hr. Para una misma duración, pero asociada a un período de retorno de 100 años, los valores fluctúan entre los 18,4 y los 19,2 mm/hr. Por su parte la estación Cerro Calán presenta valores un poco más elevados, 13,6 mm/hr para una duración de 1 hora y un período de retorno de 5 años, y 21,5 mm/hr para una duración de 1 hora y 100 años de período de retorno.

Para duraciones de 24 horas asociadas a un período de retorno de 5 años prácticamente no existe diferencia entre las cuatro estaciones mencionadas anteriormente, los valores son de 3,1 mm/hr en Pirque y Cerro Calán y 3,2 mm/hr en Embalse Rungue y Los Panguiles. Por otra parte, para duraciones de 24 horas y 100 años de período de retorno los valores van desde 5,8 mm/hr en Cerro Calán hasta 6,9 mm/hr en la estación Los Panguiles; Por su parte, las estaciones Embalse Rungue y Pirque presentan un valor casi idéntico para una duración de 24 horas y 100 años de período de retorno, 6 y 6,1 mm/hr respectivamente.

Por otra parte, llama la atención el comportamiento de la estación Melipilla, la cual para duraciones de 24 horas presenta un comportamiento similar al del resto de las estaciones, pero para duraciones de 1 hora presenta valores notoriamente diferentes. Para una duración de 24 horas y períodos de retorno de 5 y 100 años, los valores son levemente inferiores a los alcanzados en el resto de las estaciones (2,8 y 5,5 mm/hr respectivamente), mientras que para una duración de 1 hora y período de retorno de 5 años, el valor alcanzado es un poco más elevado que en el resto de las estaciones (15,4 mm/hr).

La gran diferencia de la estación Melipilla se produce para una duración de 1 hora y un período de retorno asociado de 100 años. El valor de intensidad máxima esperable es de 34,7 mm/hr, es decir aproximadamente un 50 % más alto que lo esperable en las cuatro estaciones restantes. Se hace necesario señalar que en los valores obtenidos para la Estación Melipilla, existe gran influencia de las fuertes precipitaciones del mes de junio del año 2000, en donde se registraron 71 mm caídos en un día, de los cuales más de la mitad se concentraron en una hora, alcanzándose una intensidad horaria de 38 mm/hr.

7.4.- Modelos de Regresión Lineal Múltiple y pruebas de bondad de ajuste del modelo.

El método analítico utilizado en la presente investigación fue el método sugerido por Aparicio en 1997, el cual relaciona en una ecuación la intensidad, la duración y la frecuencia de las precipitaciones. Si bien es cierto existe una gran cantidad de modelos posibles de utilizar sugeridos en la bibliografía encontrada, se optó por trabajar con el modelo de Aparicio dado que dicho modelo ha presentado excelentes resultados en el territorio nacional, además de ser un modelo de menor complejidad que los propuestos por Chen, citado por Puentes, (2000), o por Ferrer (1993). Además, algunos de estos modelos sólo son válidos para cortas duraciones como el propuesto por Bell (1969), citado por Llamas (1993), el cual es válido para duraciones entre 5 y 120 minutos.

En cuanto a la calidad del modelo de regresión, en un principio solo se cumplieron dos de los tres supuestos de regresión, éstos son, el supuesto de normalidad y el supuesto de homocedasticidad, mientras que el supuesto de no autocorrelación no se cumplió inicialmente para ninguna de las cinco estaciones, esto en función de que los datos no son independientes entre sí, dado que son extraídos de una misma familia Intensidad-Duración-Frecuencia. Para corregir la autocorrelación existente fue necesario aplicar una medida correctiva como es el método p basado en el estadístico de Durwin-Watson.

Como medidas de bondad de ajuste para validar los modelos generados para cada estación, se utilizaron la Prueba U de Mann Whitney y el coeficiente de determinación R^2

En cuanto a la prueba U de Mann Whitney, el valor calculado para cada uno de los modelos generados, fue superior al valor de tabla, por lo que se acepta la hipótesis nula, por ende, tanto el valor estimado a partir del modelo ajustado, como el real proveniente del modelo adimensional, provienen de la misma población.

Por otra parte, los valores del coeficiente de determinación R^2 presentan un mínimo de 96,8% en la estación Los Panguiles y un valor máximo de 99,1% en la estación Melipilla. Los altos valores alcanzados indican que los modelos generados son una buena representación del comportamiento meteorológico de las estaciones seleccionadas.

8.- Conclusiones y Recomendaciones.

8.1 .- Conclusiones

A partir de los resultados entregados por el estudio de las curvas IDF para la Región Metropolitana es posible determinar las siguientes conclusiones:

- El estudio deja en claro que es posible generar curvas IDF en la Región Metropolitana a partir de la información pluviográfica disponible y a través de la metodología propuesta por Témez.
- El modelo matemático sugerido por Aparicio presenta excelentes resultados para su aplicación en la Región Metropolitana, entregando una excelente calidad de ajuste, lo cual hace posible realizar una estimación confiable de las intensidades máximas que se pudiesen esperar, para una determinada duración y período de retorno.
- En cuanto a la construcción de las curvas IDF, no se presentaron mayores problemas, siendo el único inconveniente la necesidad de realizar diversos muestreos para obtener curvas en donde se apreciara claramente la relación de la intensidad de precipitación con la duración y, se pudiese verificar la hipótesis de que a menores duraciones se debieran encontrar intensidades mayores.
- La forma y la tendencia de las curvas IDF no difieren mayormente entre ellas, produciéndose solo diferencias con relación a la escala de intensidad de precipitaciones. Los valores máximos de intensidades posibles de alcanzar para un determinado período de retorno, son muy similares entre casi todas las estaciones, siendo la excepción la estación Melipilla, en la cual se aprecian valores de intensidad mucho más altos.

8.2.- Recomendaciones

- Se recomienda la utilización de las tablas de uso práctico con los valores del parámetro k calculado para aquellas situaciones en que sólo se cuente con datos de estaciones pluviométricas, es decir con valores de duración de 24 horas, siempre y cuando sean estaciones cercanas a las seleccionadas en este estudio. Lo anterior permitirá estimar intensidades para duraciones menores a 24 horas.
- Se recomienda el uso de los modelos matemáticos generados en el presente estudio para cada una de las estaciones analizadas. Estos modelos también pueden ser utilizados para zonas cercanas con características climáticas similares a las que se presentan para cada una de las estaciones estudiadas. Los modelos son los siguientes:

Estación Melipilla.

$$I = \frac{139,67 \times T^{0,222759}}{d^{0,592488}}$$

Estación Cerro Calán.

$$I = \frac{74,324 \times T^{0,166154}}{d^{0,4495}}$$

Estación Pirque.

$$I = \frac{32,349 \times T^{0,176014}}{d^{0,343192}}$$

Estación Embalse Rungue.

$$I = \frac{36,475 \times T^{0,178086}}{d^{0,354728}}$$

Estación Los Panguiles.

$$I = \frac{31,183 \times T^{0,232284}}{d^{0,335982}}$$

- Se sugiere considerar los modelos generados para las cinco estaciones en los estudios que se llevan cabo por organismos técnicos e instituciones ligadas a la hidrología, debido a que dichos modelos fueron generados con información confiable y demostraron una alto grado de calidad de ajuste y de confiabilidad.
- Dentro de algunos años sería conveniente complementar este estudio con la finalidad de añadir nueva información, lo que podría producir cambios en los valores y en las tendencias observadas en este estudio.
- Así también se recomienda complementar este estudio con el resto de las estaciones pluviográficas existentes en la Región Metropolitana, lo que permitiría un mejor entendimiento del comportamiento de las precipitaciones en la zona, además de permitir una adecuada gestión de los recursos hídricos y aportaría valiosa información para actividades de orden social, agrícola, civil, forestal e industrial.

9.- BIBLIOGRAFÍA.

- ABARZA, A. 2001. Análisis comparativo de las Curvas Intensidad – Duración – Frecuencia (IDF), en seis estaciones pluviográficas distribuidas en la zona cordillerana andina y el valle central de la VII Región de Chile. Memoria para optar al título de Ingeniero Forestal. Universidad de Talca. Talca. Chile. 105 p.
- APARICIO, F. 1997. Fundamentos de hidrología de superficie. Editorial Limusa. D.F., México. 303 p.
- BANCO CENTRAL DE CHILE. 2002. Anuario de cuentas nacionales 2001. Banco Central de Chile. Santiago, Chile. 147 p.
- BEDIANT, P.; HUBER, W. 1992. Hydrology and floodplain analysis. Editorial Addison-Wesley. Segunda Edición. USA. 692 p.
- CARO, R.; CÓRDOVA, M. 1998. La evaluación económica y los períodos de retorno en el diseño de soluciones. Memorias Quintas jornadas de Hidráulica. Santiago, Chile 179 p.
- CID, L.; MORA, C.; VALENZUELA, M. 1990. Estadística Matemática. Probabilidades e inferencia estadística. Universidad de Concepción. Chile 319 p.
- CHOW, V.; MAIDMENT, D.; MAYS, L. 1994. Hidrología Aplicada. Editorial Mc Graw-Hill. Santa Fé de Bogotá, Colombia. 584 p.
- DE FRAJA, E. 1993. saneamiento de la cuenca hidrológica del río Bío Bío y del área costera adyacente. Estudio de prefactibilidad. Universidad de Concepción. Concepción, Chile. 600 p.

- DGA, 1999. Dirección General de Aguas, 1969 – 1999, 30 Años. Dirección General de Aguas, Ministerio de Obras Públicas. Santiago, Chile. 58 p.
- DMC. 2002. Dirección Meteorológica de Chile. Climatología, informe de precipitaciones diarias. Disponible en <http://www.meteochile.cl>
- ESPÍLDORA, B. 1971. Estimación de curvas intensidad-duración-frecuencia mediante coeficientes generalizados. Memorias I Coloquio Nacional Sociedad Chilena de Ingeniería Hidráulica. Chile. 274 p.
- FERNANDEZ, F. 1995. Manual de Climatología Aplicada. Clima, Medio Ambiente y Planificación. Editorial Síntesis. Primera Edición. Madrid. España 285 p.
- FERRER, F. 1993. Recomendaciones para el cálculo hidrometeorológico de avenidas. Madrid, Editorial Mc Graw-Hill. España. 75 p.
- GUJARATI, D. 1992. Econometría. Editorial Mc Graw-Hill. Segunda edición. México. 597 p.
- HERAS, R. 1983. Recursos hidráulicos. Síntesis, metodología y normas. Editorial Mc Graw-Hill. Madrid, España. 361 p.
- INE 2001. Instituto Nacional de Estadísticas. Síntesis geográfica Nacional. Compendio estadístico. Disponible en <http://www.ine.cl/20-compendio/19-46.pdf>
- INE 2002. Instituto Nacional de Estadísticas. Resultados Preliminares Censo 2002. Disponible en http://www.censo2002.cl /menu_superior/ cuantos _somos/ download/ resultados_preliminares2.pdf

- JORDÁN, C. 2002. Análisis de los coeficientes de escorrentía para la cuenca del río Purapel, estación Nirivilo, período 1970 – 1990. Memoria para optar al título de Ingeniero Forestal. Universidad de Talca. Talca, Chile. 112 p.

- LLAMAS, J. 1993. Hidrología general. Principios y aplicaciones. Editorial Universidad del País Vasco. Madrid, España. 635 p.

- LINSLEY, R.; KOHLER, M.; PAULHUS, J. 1977. Hidrología para ingenieros. Editorial Mc Graw-Hill. Bogotá, Colombia. 386 p.

- LÓPEZ CADENAS, F. 1998. Restauración Hidrológico Forestal de Cuencas y Control de la Erosión. Tragsa, Tragsatec y Ministerio de Medio Ambiente. Ediciones Mundi-Prensa. Madrid. España. 902 p.

- MAIDMENT, D. 1993. Handbook of hydrology. Editorial Mc Graw-Hill. New York, USA. 1.325 p.

- MEINZER, O. 1942. Hydrology. Editorial Dover. New York, USA. 712 p.

- MENDENHALL, W.; SINCICH, T. 1997. Probabilidad y Estadística para ingeniería y ciencias. Editorial Prentice-Hall. D.F., México. 1182 p.

- MINISTERIO DE PLANIFICACIÓN Y COOPERACIÓN. 1998. Cuencas hidrográficas en Chile: diagnóstico y proyectos. Ministerio de Planificación y Cooperación. Santiago, Chile. 207 p.

- MINTEGUI, J.; LÓPEZ, F. 1990. La ordenación Agrohidrológica en la Planificación. Servicio Central de Publicaciones del Gobierno Vasco. Vitoria – Gasteiz. España. 306 p.

- MINTEGUI, J; ROBREDO, J. 1993. Métodos para la estimación de los efectos torrenciales en una cuenca hidrográfica. Editorial Prentice-Hall. Madrid, España. 88 p.
- NOVALES, A. 1993. Econometría. Editorial Mc Graw-Hill. Segunda edición. Madrid, España. 676 p.
- PIZARRO, R. 1986. Elementos técnicos de Hidrología. Corporación Nacional Forestal (CONAF). La Serena, Chile. 78 p.
- PONCE, V. 1989. Engineering hydrology principles and practices. Editorial Prentice-Hall. USA. 640 p.
- PUENTES, A. 2000. Caracterización hidrológica de cuencas tropicales. La cuenca del río San Diego en la provincia de Pinar del Río (Cuba). Universidad de Córdoba. España. 116 p.
- RODRIGUEZ, R. 1986. Un programa de Protección para los valles agrícolas de la cuenca del río Tarapacá contra los efectos del invierno altiplánico. Corporación Nacional Forestal (CONAF). Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO). Santiago, Chile. 82 p.
- STAPPUNG, C. 1999. Lluvias de diseño de sistemas de aguas lluvias en Chile. Memorias XIV Congreso Chileno de Hidrología. Santiago, Chile. 512 p.
- TAUCHER, E. 1997. Bíoestadística. Editorial Universitaria. Santiago, Chile. 310 p.
- TÉMEZ, J. 1978. Cálculo hidrometeorológico de caudales máximos en pequeñas cuencas naturales. Dirección General de Carreteras. Madrid. España. 111p.

- TOBAR, M. 2000. Evaluación de tres modelos (Budyko, Turc-Pike, Pizarro) precipitación-escorrentía en la cuenca del río Purapel, VII Región, Chile. Memoria para optar al título de Ingeniero Forestal. Universidad de Talca. Talca, Chile. 68 p.
- ULRIKSEN, P.; PARADA, M.; ACEITUNO, P. 1979. Perspectivas de desarrollo de los recursos de la VII Región. Instituto Nacional de Investigación de Recursos Naturales. Iren-Corfo, para el gobierno de la Región del Maule. Santiago, Chile. 69 p.
- VARAS, E. 1988. Hidrología y drenaje vial. Curso de capacitación para ingenieros del Ministerio de Obras Públicas, Dirección de Vialidad. Chile. 332 p.
- VARAS, E.; SÁNCHEZ, S. 1983. Relaciones Intensidad- Duración- Frecuencia generalizadas. VI Congreso Nacional de Ingeniería Hidráulica. Santiago, Chile. 674 p.
- VARAS, E.; SÁNCHEZ, S. 1988. Curvas generalizadas de intensidad - duración- frecuencia de lluvias. Hidrología y drenaje vial. Ministerio de Obras Públicas. Santiago. Chile. 332 p.
- VARAS, E.; VINE, S.; ORLOB, G. 1965. Datos Pluviométricos y Fluviométricos. Proyecto optimización de los recursos hidráulicos de la hoya hidrográfica del Río Maipo. Publicación N° 33. Departamento de Hidráulica y Laboratorio de Hidráulica. Universidad Católica de Chile. Santiago. Chile. 94 p.

APÉNDICES

APÉNDICE I

Análisis y supuestos de regresión, Estación Melipilla.

1.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN MELIPILLA. (63 datos)

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	2,11949	0,0208218	101.792	0,0000
a1	0.224343	0,00747364	30.018	0,0000
a2	-0.583974	0,00693364	-84.2233	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	4.53017	2	2.26508	3997.32	0,0000
Error	0.033999	60	0.00056665		
Total	4.56417	62			

Coefficiente de Determinación R^2	=	99,26 %
R^2 ajustado	=	99,23 %
Error Estándar de la Estimación	=	0,0238
Error Absoluto	=	0,01980
Estadístico Durbin-Watson	=	0,43073

2.- SUPUESTOS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN MELIPILLA.

2.1.- Supuesto de Normalidad

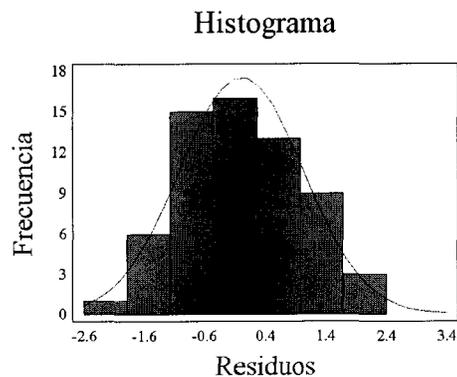
a.- Test de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS	=	0,0820908
Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS	=	0,0980834
Estimación completa Estadístico DN	=	0,0980834
Valor-p aproximado	=	0,579464

Observando los resultados del test Kolmogorov-Smirnov se deduce que existe normalidad de los residuos debido a que el valor-p (0,579464) es mayor a α (0,05).

b.- Histograma de frecuencias.

Gráficamente se observa una distribución simétrica de los residuos.



2.2.- Supuesto de Homocedasticidad.

a.- Test de Goldfeld – Quandt ($c=n/3 = 21$); ($\alpha = 0,05$) (95% de confianza)

Y v/s X1

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,141622	1	0,141622	39,19	0,0000
Error	0,0686541	19	0,00361337		
Total	0,210276	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,321963	1	0,321963	78,17	0,0000
Error	0,0782533	19	0,00411859		
Total	0,400217	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

$$K \text{ calculado} = (0,0782533/19) / (0,0686541/19)$$

$$K \text{ calculado} = 1,14$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

Y v/s X2

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,159791	1	0,159791	60,14	0,0000
Error	0,0504851	19	0,00265711		
Total	0, 210276	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,363406	1	0,363406	187,57	0,0000
Error	0,036811	19	0,00193742		
Total	0, 400217				

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

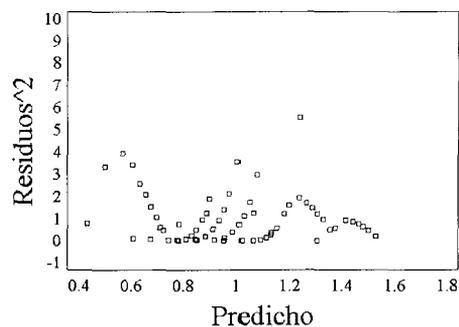
$$K \text{ calculado} = (0,036811/19) / (0,0504851/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,73$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

b.- Análisis gráfico

Dispersión de Residuos

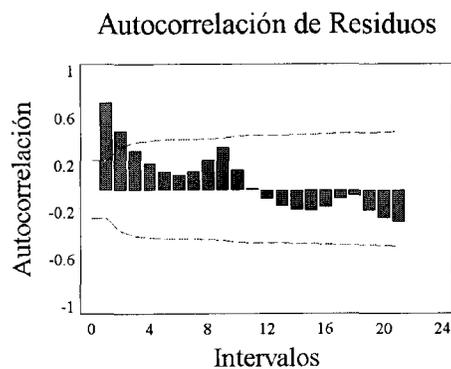


Debido a que en el test de Goldfeld –Quandt los valores de k tabla son mayores a los valores de k calculado, es posible concluir que existe homocedasticidad de los residuos. En cuanto al análisis gráfico no es distinguible un patrón de comportamiento de los residuos, lo que indicaría la no presencia de heterocedasticidad.

2.3.- Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) $n = 63$ datos				
$d = 0,4307$		$d_i = 1,528$		$d_s = 1,656$
0	<	d	<	d_s
0	<	0,4307	<	1,656

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% existe autocorrelación positiva de los residuos, por ende no se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia fácilmente la autocorrelación existente para la estación Melipilla.



**3.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO – AUTOCORRELACIÓN
PARA EL MODELO LINEAL MÚLTIPLE TRANSFORMADO, ESTACIÓN
MELIPILLA. (62 datos).**

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y_t^* = a_0 + a_1X_{1t}^* + a_2X_{2t}^*$

Variable Dependiente: Y_t^*		Variable Independiente: X_{1t}^*, X_{2t}^*		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,466594	0,0123947	37,6447	0,0000
a_1^*	0,221061	0,0055398	39,9042	0,0000
a_2^*	-0,598165	0,0199173	-30,0324	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

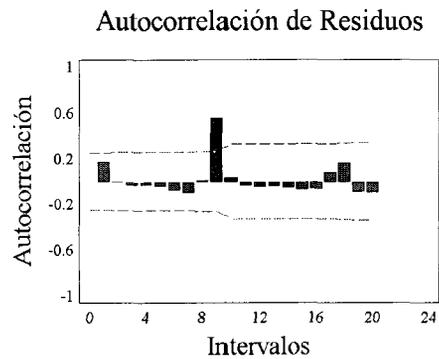
Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,14659	2	0,573294	2733,51	0,0000
Error	0,012374	60	0,000209728		
Total	1,15896	62			

Coeficiente de Determinación R^2 = 98,93 %
 R^2 ajustado = 98,89 %
 Error Estándar de la Estimación = 0,014482
 Error Absoluto = 0,0101
 Estadístico Durbin-Watson = 1,50366

Tabla 3: Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) n = 63 datos			
d = 1,504		di = 1,528	ds = 1,656
0	<	d	< ds
0	<	1,504	< 1,656

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% aún existe autocorrelación positiva de los residuos, por ende no se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se sigue apreciando la autocorrelación existente para la estación Melipilla.



**4.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO – AUTOCORRELACIÓN
PARA EL MODELO LINEAL MÚLTIPLE, SEGUNDA TRANSFORMACIÓN.
ESTACIÓN MELIPILLA. (61 datos).**

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y_t^* = a_0 + a_1X_{1t}^* + a_2X_{2t}^*$

Variable Dependiente: Y_t^*		Variable Independiente: X_{1t}^*, X_{2t}^*		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,347393	0,0116686	29,7717	0,0000
a_1^*	0,222759	0,00553944	40,2133	0,0000
a_2^*	-0,592488	0,0249087	-23,7863	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

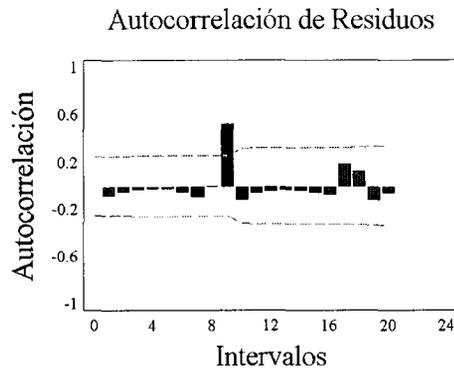
Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,18061	2	0,590304	3193,61	0,0000
Error	0,0107207	60	0,000184839		
Total	1,19133	62			

Coeficiente de Determinación R^2 = 99,1001 %
 R^2 ajustado = 99,0691 %
 Error Estándar de la Estimación = 0,0135956
 Error Absoluto = 0,00852337
 Estadístico Durbin-Watson = 2,13428

Tabla 3: Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin – Watson ($\alpha = 0,05$) n = 63 datos			
d = 2,1343		di = 1,528	
ds = 1,656		4 - ds = 2,344	

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión de no rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% no existe autocorrelación positiva o negativa para de los residuos, por ende, se cumple el supuesto de no-Autocorrelación. Sin embargo, gráficamente se observa la presencia de autocorrelación de los residuos, pero como es una sola la frecuencia que se encuentra fuera del intervalo de confianza se estaría en condiciones de afirmar la No-Autocorrelación de los residuos, lo que es confirmado con los valores de la prueba de Durbin - Watson.



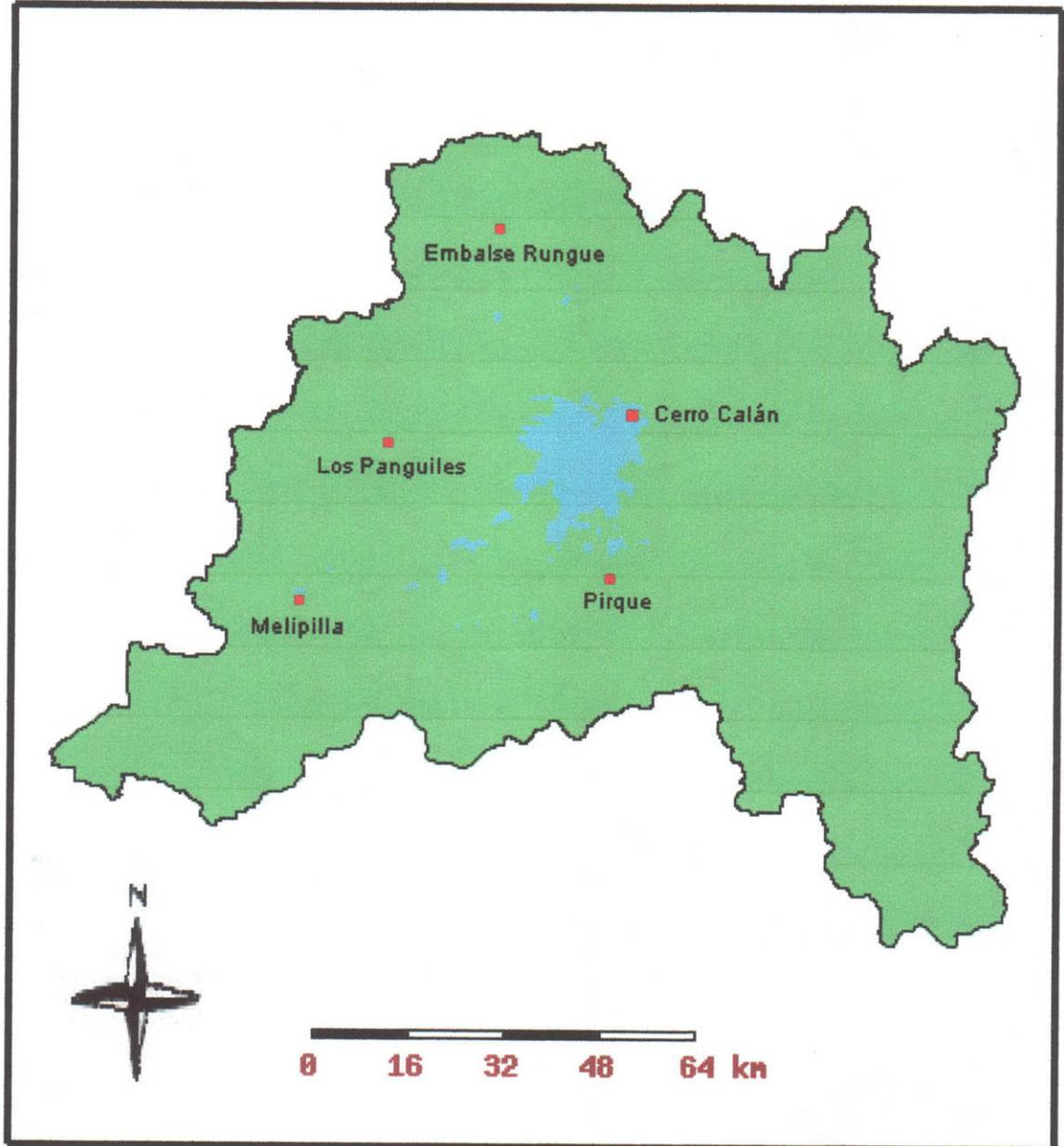


Figura 6: Estaciones Pluviográficas seleccionadas. Región Metropolitana.

APÉNDICE II

Análisis y supuestos de regresión, Estación Cerro Calán.

1.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN CERRO CALÁN. (63 datos)

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,82324	0,024898	75,6853	0,0000
a1	0,16724	0,00864663	19,3417	0,0000
a2	-0,432379	0,00802188	-53,900	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	2,48729	2	1,24365	1639,65	0,0000
Error	0,045508	60	0,0007584		
Total	2,5328	62			

Coefficiente de Determinación R^2	=	98,20 %
R^2 ajustado	=	98,14 %
Error Estándar de la Estimación	=	0,02754
Error Absoluto	=	0,0022326
Estadístico Durbin-Watson	=	0,372925

2.- SUPUESTOS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN CERRO CALÁN.

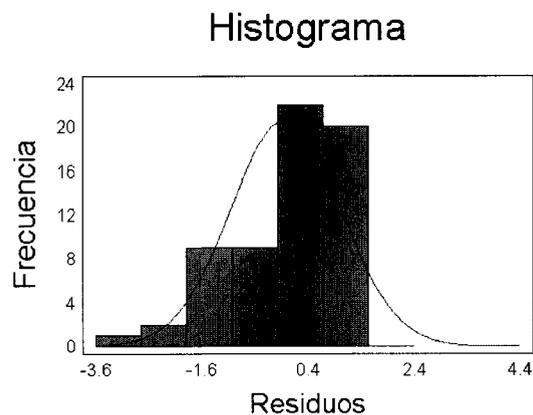
2.1.- Supuesto de Normalidad

a.- Test de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS	=	0,104675
Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS	=	0,140528
Estimación completa Estadístico DN	=	0,140528
Valor-p aproximado	=	0,166159

Observando los resultados del test Kolmogorov-Smirnov se deduce que existe normalidad de los residuos debido a que el valor-p (0,166159) es mayor a α (0,05).

b.- Histograma de frecuencias.



2.2.- Supuesto de Homocedasticidad.

a.- Test de Goldfeld – Quandt ($c=n/3 = 21$); ($\alpha = 0,05$); (95% de confianza).

Y v/s X1

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,165441	1	0,165441	39,42	0,6024
Error	0,079746	19	0,00419716		
Total	0,245188	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,0831708	1	0,0831708	72,35	0,0000
Error	0,0218402	19	0,00114949		
Total	0,105011	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

$$K \text{ calculado} = (0,0218402/19) / (0,079746/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,2738$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

Y v/s X2

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,191498	1	0,191498	67,77	0,0000
Error	0,0536896	19	0,00282577		
Total	0,245188	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,0923785	1	0,0923785	138,94	0,0000
Error	0,0126325	19	0,000066487		
Total	0,105011	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

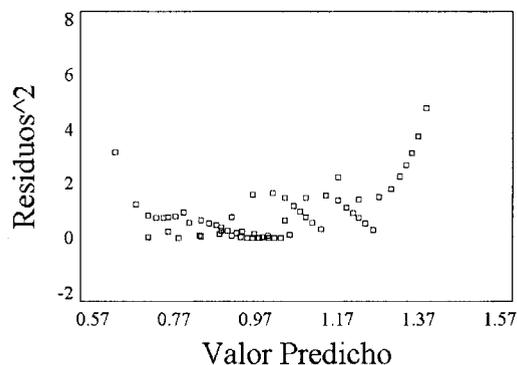
$$K \text{ calculado} = (0,0126325/19) / (0,0536896/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,2353$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

b.- Análisis gráfico.

Dispersión de Residuos

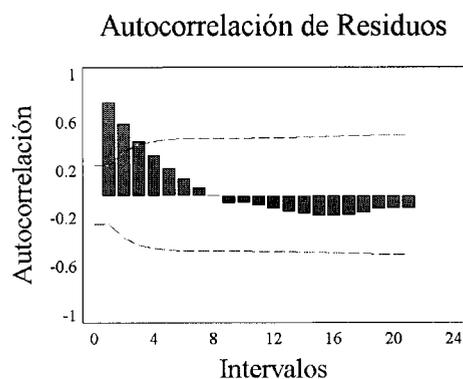


Debido a que en el test de Goldfeld –Quandt los valores de k tabla son mayores a los valores de k calculado, es posible concluir que existe homocedasticidad de los residuos. En cuanto al análisis gráfico no es distinguible un patrón de comportamiento de los residuos, lo que indicaría la no presencia de heterocedasticidad.

2.3.- Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) $n = 63$ datos			
$d = 0,373$	$d_i = 1,528$	$d_s = 1,656$	
d_s	$<$	d	$<$ $4 - d_s$
1,656	$<$	0,373	$<$ 2,344

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% existe autocorrelación positiva de los residuos, por ende no se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia fácilmente la autocorrelación existente para la estación Cerro Calán.



**3.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO-AUTOCORRELACIÓN
PARA EL MODELO LINEAL MÚLTIPLE TRANSFORMADO, ESTACIÓN
CERRO CALÁN. (62 datos).**

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y_t^* = a_0 + a_1X_{1t}^* + a_2X_{2t}^*$

Variable Dependiente: Y_t^*		Variable Independiente: X_{1t}^*, X_{2t}^*		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,348966	0,0136526	25,5605	0,0000
a_1^*	0,166154	0,00635702	26,1371	0,0000
a_2^*	-0,4495	0,025221	-17,8224	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

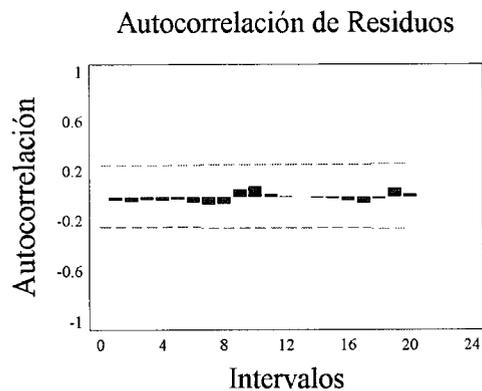
Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,636333	2	0,573294	2733,51	0,0000
Error	0,0150678	60	0,000255386		
Total	0,651401	62			

Coeficiente de Determinación R^2 = 97,6869 %
 R^2 ajustado = 97,6085 %
 Error Estándar de la Estimación = 0,0159808
 Error Absoluto = 0,00782008
 Estadístico Durbin-Watson = 1,96577

Tabla 3: Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) n = 63 datos					
d = 1,9658		di = 1,528		ds = 1,656	
ds	<	d	<	4 - ds	
1,656	<	1,9658	<	2,344	

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión de no rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% no existe autocorrelación positiva o negativo para de los residuos, por ende, se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia la no autocorrelación existente para la estación Cerro Calán.



APÉNDICE III

Análisis y supuestos de regresión, Estación Pirque.

1.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN PIRQUE. (63 datos)

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,54537	0,0175743	87,9337	0,0000
a1	0,168697	0,006308	26,7434	0,0000
a2	-0,352028	0,005852	-60,1529	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,74937	2	0,874683	2166,79	0,0000
Error	0,0242206	60	0,0004036		
Total	1,77359	62			

Coeficiente de Determinación R^2 = 98,63 %
 R^2 ajustado = 98,59 %
 Error Estándar de la Estimación = 0,0200917
 Error Absoluto = 0,0156821
 Estadístico Durbin-Watson = 0,473

2.- SUPUESTOS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN PIRQUE.

2.1.- Supuesto de Normalidad

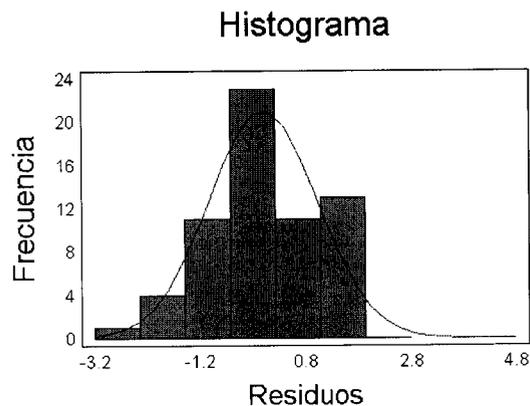
a.- Test de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS	=	0,0475153
Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS	=	0,0754621
Estimación completa Estadístico DN	=	0,0754621
Valor-p aproximado	=	0,865655

Observando los resultados del test Kolmogorov-Smirnov se deduce que existe normalidad de los residuos debido a que el valor-p (0,865655) es mayor a α (0,05).

b.- Histograma de frecuencias.

Gráficamente se observa una distribución con una tendencia simétrica de los residuos y con una cola liviana en uno de sus extremos si que ello indique falta de normalidad.



2.2.- Supuesto de Homocedasticidad.

a.- Test de Goldfeld – Quandt ($c=n/3 = 21$); ($\alpha = 0,05$) (95% de confianza)

Y v/s X1

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,098107	1	0,098107	32,24	0,0000
Error	0,0578088	19	0,00304257		
Total	0,155916	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,153185	1	0,153185	78,17	0,0000
Error	0,0348068	19	0,00411859		
Total	0,187992	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

$$K \text{ calculado} = (0,0348068/19) / (0,0578088/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,6021$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

Y v/s X2

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,114843	1	0,114843	53,13	0,0000
Error	0,0410725	19	0,00216171		
Total	0,155916	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,173458	1	0,173458	226,75	0,0000
Error	0,0145345	19	0,000764973		
Total	0,187992	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

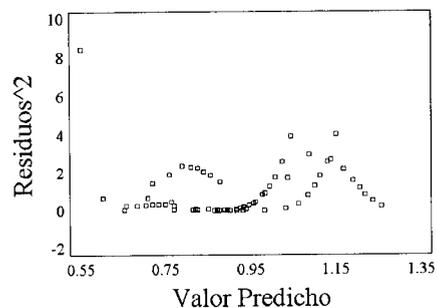
$$K \text{ calculado} = (0,0145345/19) / (0,0410725/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,354$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

b.- Análisis gráfico

Dispersión de Residuos

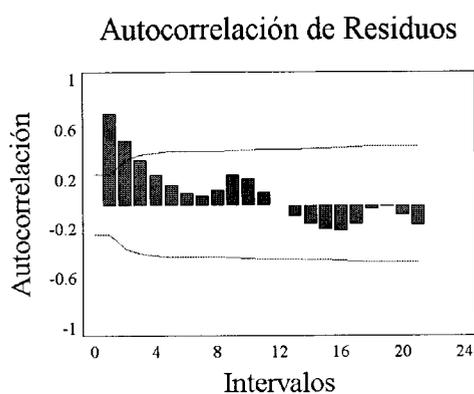


Debido a que en el test de Goldfeld –Quandt los valores de k tabla son mayores a los valores de k calculado, es posible concluir que existe homocedasticidad de los residuos. En cuanto al análisis gráfico no es distinguible un patrón de comportamiento de los residuos, lo que indicaría la no presencia de heterocedasticidad.

2.3.- Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) $n = 63$ datos			
$d = 0,473$		$d_i = 1,528$	$d_s = 1,656$
0	<	d	< d_s
0	<	0, 473	< 1, 656

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% existe autocorrelación positiva de los residuos, por ende no se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia fácilmente la autocorrelación existente para la estación Pirque.



3.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO – AUTOCORRELACIÓN PARA EL MODELO LINEAL MÚLTIPLE TRANSFORMADO. ESTACIÓN PIRQUE (62 datos).

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y_t^* = a_0 + a_1X_{1t}^* + a_2X_{2t}^*$

Variable Dependiente: Y_t^*		Variable Independiente: X_{1t}^*, X_{2t}^*		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,357083	0,0109121	32,7235	0,0000
a_1^*	0,176014	0,00477644	36,8505	0,0000
a_2^*	-0,343192	0,0160062	-21,4412	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

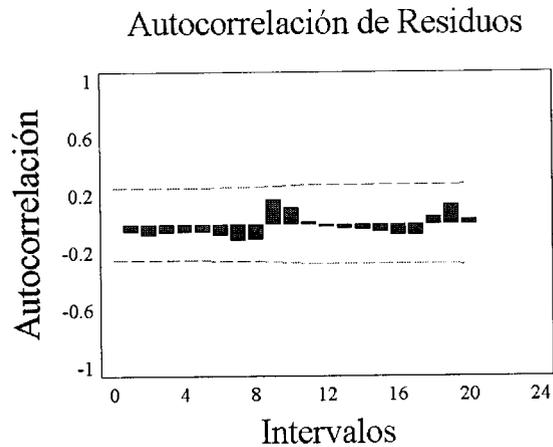
Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,576908	2	0,288454	1776851	0,0000
Error	0,0957804	60	0,0001623		
Total	0,586486	62			

Coeficiente de Determinación R^2 = 98,3669 %
 R^2 ajustado = 98,3115 %
 Error Estándar de la Estimación = 0,0127413
 Error Absoluto = 0,00780778
 Estadístico Durbin-Watson = 1,93748

Tabla 3: Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin – Watson ($\alpha = 0,05$) n = 63 datos			
$d = 1,9375$	$d_i = 1,528$	$d_s = 1,656$	
$d_s < d$	$d < 4 - d_s$		
$1,656 < 1,9375$	$1,9375 < 2,344$		

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión de no rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% no existe autocorrelación positiva o negativa para de los residuos, por ende, se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia la no autocorrelación existente para la estación Pirque.



APÉNDICE IV

Análisis y supuestos de regresión, Estación Embalse Rungue.

1.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN EMBALSE RUNGUE. (63 datos)

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,57001	0,0125891	124,712	0,0000
a1	0,173788	0,00451863	38,4603	0,0000
a2	-0,355622	0,00419214	-84,8307	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,79703	2	0,89517	4337,72	0,0000
Error	0,0658943	60	0,00020714		
Total	1,80946	62			

Coefficiente de Determinación R^2	=	99,31 %
R^2 ajustado	=	99,29 %
Error Estándar de la Estimación	=	0,0143924
Error Absoluto	=	0,0101591
Estadístico Durbin-Watson	=	0,863332

2.- SUPUESTOS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN EMBALSE RUNGUE.

2.1.- Supuesto de Normalidad

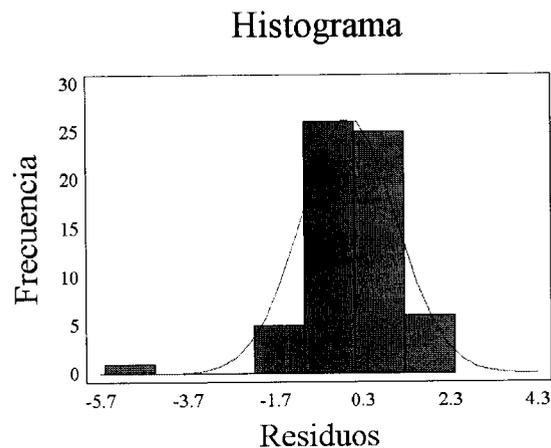
a.- Test de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS	=	0,0805368
Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS	=	0,113264
Estimación completa Estadístico DN	=	0,113264
Valor-p aproximado	=	0,398777

Observando los resultados del test Kolmogorov-Smirnov se deduce que existe normalidad de los residuos debido a que el valor-p (0,398777) es mayor a α (0,05).

b.- Histograma de frecuencias.

Gráficamente se observa una distribución con una tendencia simétrica de los residuos y con una cola liviana en uno de sus extremos si que ello indique falta de normalidad



2.2.- Supuesto de Homocedasticidad.

a.- Test de Goldfeld – Quandt ($c=n/3 = 21$); ($\alpha = 0,05$) (95% de confianza)

Y v/s X1

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,107719	1	0,107719	32,81	0,0000
Error	0,0623836	19	0,00328335		
Total	0,170103	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,117742	1	0,117742	79,72	0,0000
Error	0,0280636	19	0,00147703		
Total	0,145806	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

$$K \text{ calculado} = (0,0280636/19) / (0,0623836/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,450$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

Y v/s X2

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,125818	1	0,125818	53,98	0,0000
Error	0,044285	19	0,00233079		
Total	0,170103	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,133424	1	0,173458	226,75	0,0000
Error	0,0123825	19	0,000651709		
Total	0,145806	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

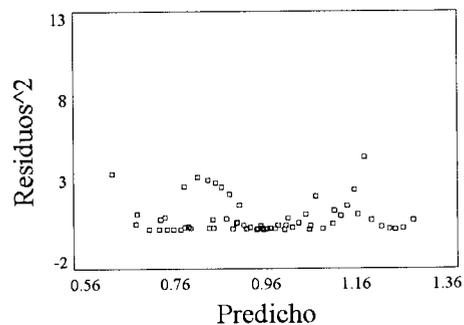
$$K \text{ calculado} = (0,0123825/19) / (0,044285/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,280$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

b.- Análisis gráfico

Dispersión de Residuos

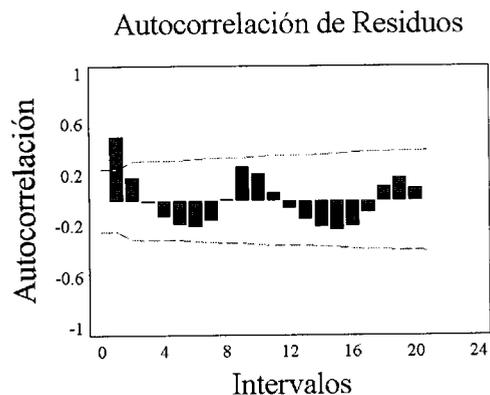


Debido a que en el test de Goldfeld –Quandt los valores de k tabla son mayores a los valores de k calculado, es posible concluir que existe homocedasticidad de los residuos. En cuanto al análisis gráfico no es distinguible un patrón de comportamiento de los residuos, lo que indicaría la no presencia de heterocedasticidad.

2.3.- Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) $n = 63$ datos			
$d = 0,8633$		$d_i = 1,528$	$d_s = 1,656$
0	<	d	<
0	<	0, 8633	<
			1, 656

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% existe autocorrelación positiva de los residuos, por ende no se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia fácilmente la autocorrelación existente para la estación Embalse Rungue.



**3.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO – AUTOCORRELACIÓN
PARA EL MODELO LINEAL MÚLTIPLE TRANSFORMADO. ESTACIÓN
EMBALSE RUNGUE. (62 datos)**

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y_t^* = a_0 + a_1X_{1t}^* + a_2X_{2t}^*$

Variable Dependiente: Y_t^*		Variable Independiente: X_{1t}^*, X_{2t}^*		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,674276	0,0102127	66,0235	0,0000
a_1^*	0,178086	0,00421739	42,2265	0,0000
a_2^*	-0,354728	0,00817749	-43,3785	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

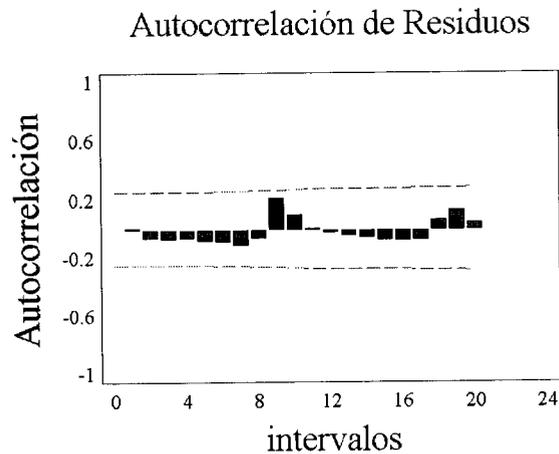
Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,706287	2	0,353144	2525,69	0,0000
Error	0,00824943	60	0,000139821		
Total	0,714537	62			

Coeficiente de Determinación R^2 = 98,8455 %
 R^2 ajustado = 98,8064 %
 Error Estándar de la Estimación = 0,0118246
 Error Absoluto = 0,0073056
 Estadístico Durbin-Watson = 1,79266

Tabla 3: Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) n = 63 datos				
d = 1,7927		di = 1,528		ds = 1,656
ds	<	d	<	4 - ds
1,656	<	1,7927	<	2,344

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión de no rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% no existe autocorrelación positiva o negativo para de los residuos, por ende, se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia la no autocorrelación existente para la estación Embalse Rungue.



APÉNDICE V

Análisis y supuestos de regresión, Estación Los Panguiles.

1.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN LOS PANGUILES. (63 datos).

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,47783	0,0320363	46,1299	0,0000
a1	0,223347	0,0114989	19,4234	0,0000
a2	-0,323215	0,010668	-30,2975	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,73741	2	0,868703	647,60	0,0000
Error	0,0804846	60	0,00134141		
Total	1,81789	62			

Coeficiente de Determinación R^2 = 95,57 %
 R2 ajustado = 95,43 %
 Error Estándar de la Estimación = 0,0366253
 Error Absoluto = 0,0296684
 Estadístico Durbin-Watson = 0,393224

2.- SUPUESTOS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN LOS PANGUILES.

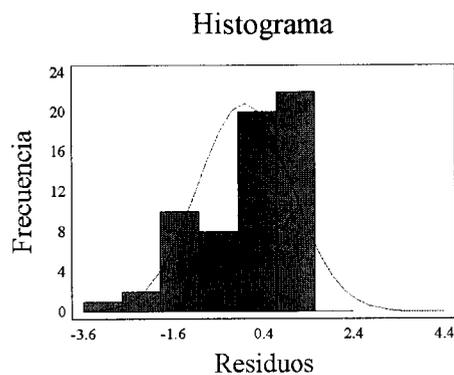
2.1.- Supuesto de Normalidad

a.- Test de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS	=	0,119774
Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS	=	0,150033
Estimación completa Estadístico DN	=	0,150033
Valor-p aproximado	=	0,117303

Observando los resultados del test Kolmogorov-Smirnov se deduce que existe normalidad de los residuos debido a que el valor-p (0,117303) es mayor a α (0,05).

b.- Histograma de frecuencias.



2.2.- Supuesto de Homocedasticidad.

a.- Test de Goldfeld – Quandt ($c=n/3 = 21$); ($\alpha = 0,05$) (95% de confianza)

Y v/s X1

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,170913	1	0,170913	36,11	0,7448
Error	0,0899226	19	0,00473277		
Total	0,260836	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,05751	1	0,05751	86,20	0,0000
Error	0,0126762	19	0,00066717		
Total	0,0701862	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

$$K \text{ calculado} = (0,0126762/19) / (0,0899226/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,141$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

Y v/s X2

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,195663	1	0,195663	57,04	0,0000
Error	0,0651729	19	0,00343015		
Total	0,260836	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,06247	1	0,0624717	153,86	0,0000
Error	0,00771447	19	0,000406025		
Total	0,0701862	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

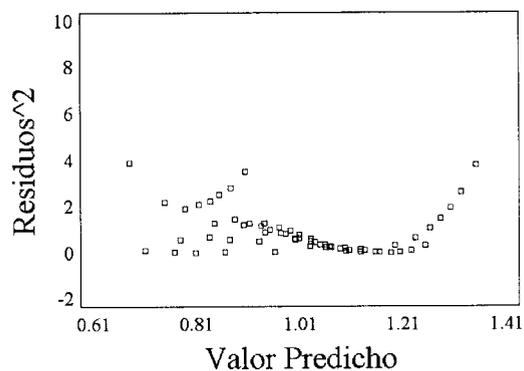
$$K \text{ calculado} = (0,00771447/19) / (0,0651729/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,1184$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

b.- Análisis gráfico

Dispersión de Residuos

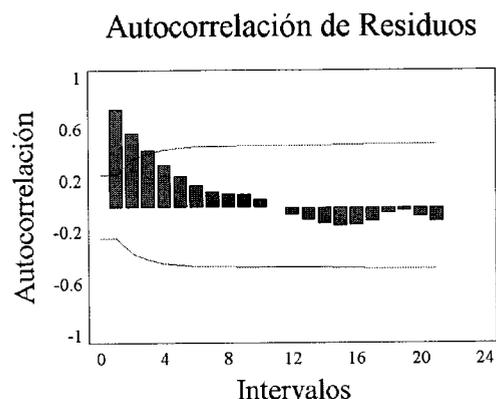


Debido a que en el test de Goldfeld –Quandt los valores de k tabla son mayores a los valores de k calculado, es posible concluir que existe homocedasticidad de los residuos. En cuanto al análisis gráfico no es distinguible un patrón de comportamiento de los residuos, lo que indicaría la no presencia de heterocedasticidad.

2.3.- Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) $n = 63$ datos				
$d = 0,393$		$d_i = 1,528$		$ds = 1,656$
0	<	d	<	ds
0	<	0,393	<	1,656

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% existe autocorrelación positiva de los residuos, por ende no se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia fácilmente la autocorrelación existente para la estación Los Panguiles.



**3.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO – AUTOCORRELACIÓN
PARA EL MODELO LINEAL TRANSFORMADO, ESTACIÓN LOS PANGUILES.
(62 datos).**

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y_t^* = a_0 + a_1X_{1t}^* + a_2X_{2t}^*$

Variable Dependiente: Y_t^*		Variable Independiente: X_{1t}^*, X_{2t}^*		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,293705	0,0185805	15,8072	0,0000
a_1^*	0,232284	0,00851202	27,2889	0,0000
a_2^*	-0,335982	0,032622	-10,2992	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

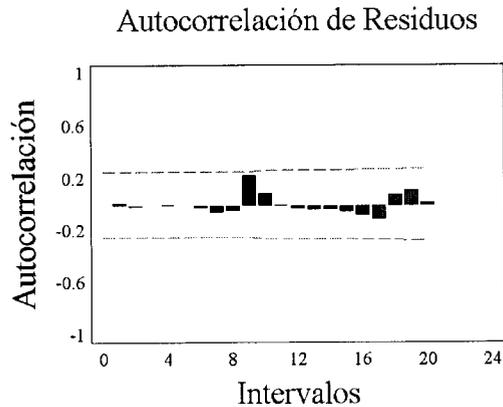
Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,851904	2	0,425952	901,97	0,0000
Error	0,0278627	60	0,000472248		
Total	0,879766	62			

Coeficiente de Determinación R^2 = 96,8329 %
 R^2 ajustado = 96,7256 %
 Error Estándar de la Estimación = 0,0217313
 Error Absoluto = 0,0125314
 Estadístico Durbin-Watson = 1,83607

Tabla 3: Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin – Watson ($\alpha = 0,05$) n = 63 datos		
d = 1,836	di = 1,528	ds = 1,656
ds < d	d < 4 - ds	
1,656 < 1,836	1,836 < 2,344	

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión de no rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% no existe autocorrelación positiva o negativa para de los residuos, por ende, se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia la no autocorrelación existente para la estación Los Panguiles.



APÉNDICE VI

Valores de la Prueba U de Mann-Whitney para las cinco estaciones pluviográficas seleccionadas.

Tabla 44: Valores de la Prueba U de Mann-Whitney.

Estación	UA	UB	Zc	Valor P	Decisión
Melipilla	2012,5	1956,5	0,136	0,055	Se acepta Ho
Cerro Calán	1968	2001	0,080	0,032	Se acepta Ho
Pirque	1962	2007	0,156	0,063	Se acepta Ho
Embalse Rungue	1968,5	2000,5	0,078	0,032	Se acepta Ho
Los Panguiles	2062	1907	0,370	0,140	Se acepta Ho

Fuente: Elaboración propia.

Se acepta Ho cuando:

$$P \geq \frac{\alpha}{2}; \text{ en donde } \alpha = 0,05$$

ANEXOS

ANEXO I

Mapa de distribución geográfica de las cinco estaciones pluviográficas seleccionadas. (Región Metropolitana).

ANEXO II

**Altitud, Coordenadas geográficas y UTM de las
estaciones seleccionadas.**

Tabla 43: Coordenadas Cartográficas y altitud de las estaciones pluviográficas seleccionadas.

Estación Meteorológica	Coordenadas Cartográficas		Altitud
	Latitud	Longitud	
Cerro Calán	33° 23'	70° 32'	860 m.s.n.m.
Pirque	33° 40'	70° 36'	670 m.s.n.m.
Los Panguiles	33° 26'	71° 00'	250 m.s.n.m.
Embalse Rungue	33° 02'	70° 54'	710 m.s.n.m.
Melipilla	33° 42'	71° 13'	169 m.s.n.m.

Tabla 44: Coordenadas UTM de las estaciones pluviográficas seleccionadas.

Estación Meteorológica	Coordenadas UTM Norte	Coordenadas UTM Este
Cerro Calán	6303603	357217
Pirque	6273315	353054
Los Panguiles	6298611	311896
Embalse Rungue	6344528	321805
Melipilla	6269292	295470

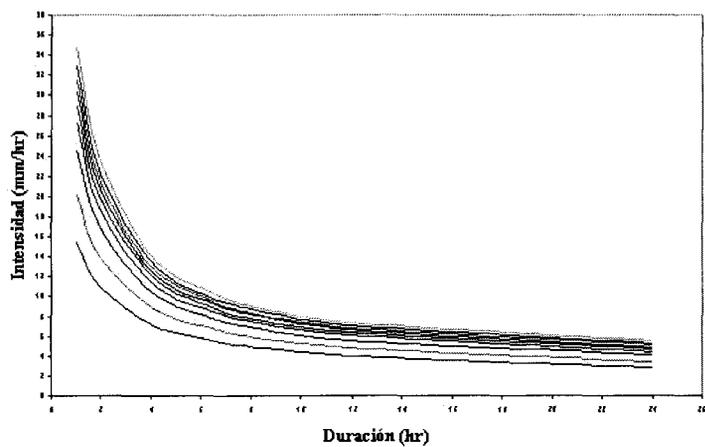
ANEXO III

Muestreos realizados a cada una de las cinco estaciones pluviográficas seleccionadas.

Muestreos Estación Melipilla

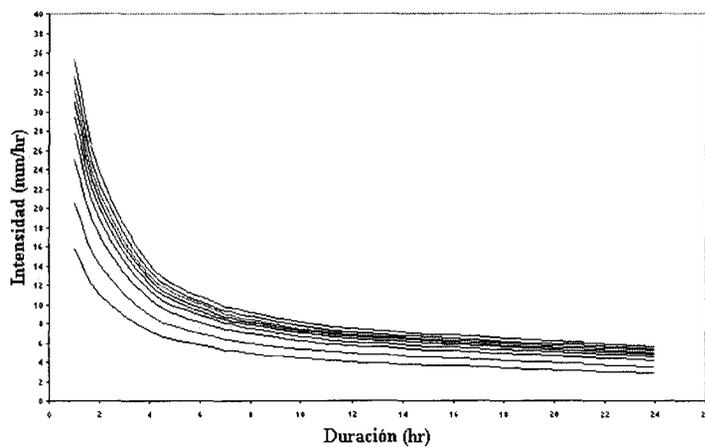
Muestreo número 1

Curvas IDF Melipilla



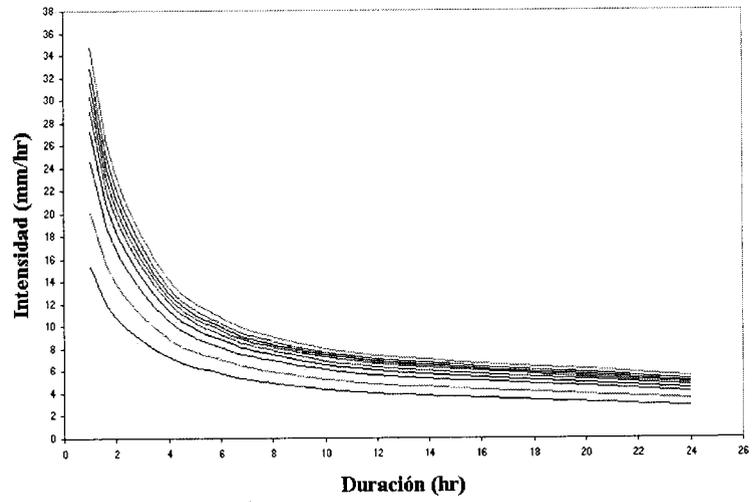
Muestreo número 2

Curvas IDF Melipilla



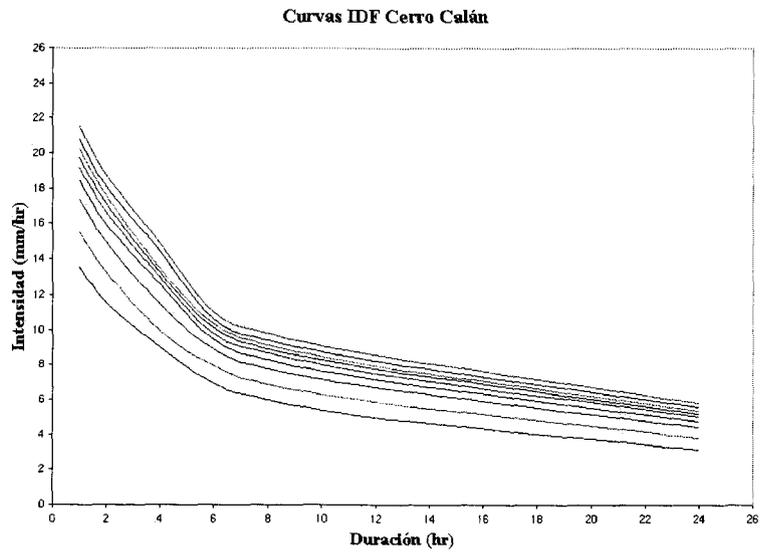
Muestreo número 3

Curvas IDF Melipilla

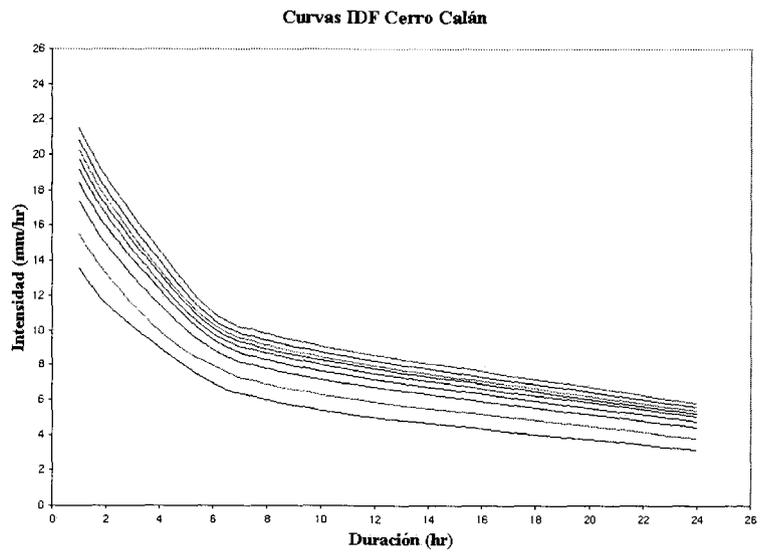


Muestreos Estación Cerro Calán.

Muestreo número 1

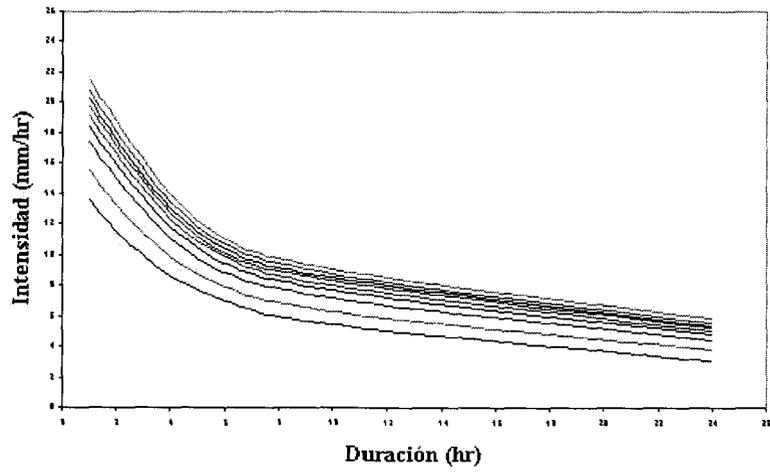


Muestreo número 2



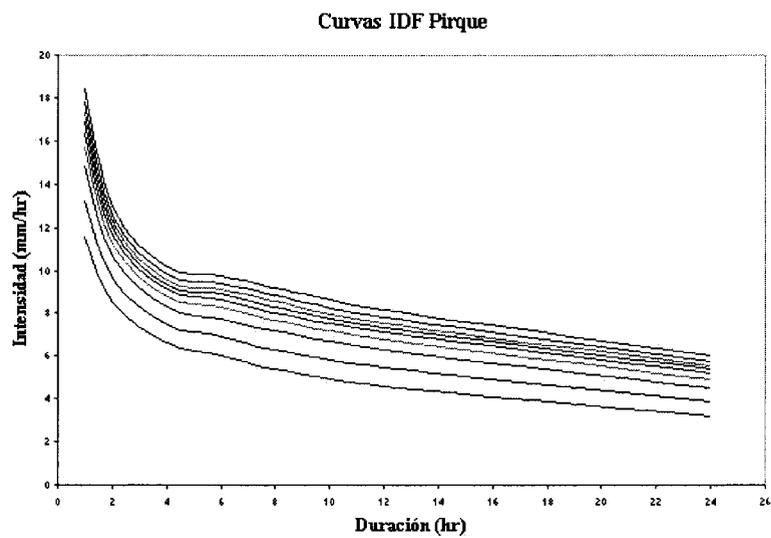
Muestreo número 3

Curvas IDF Cerro Calán

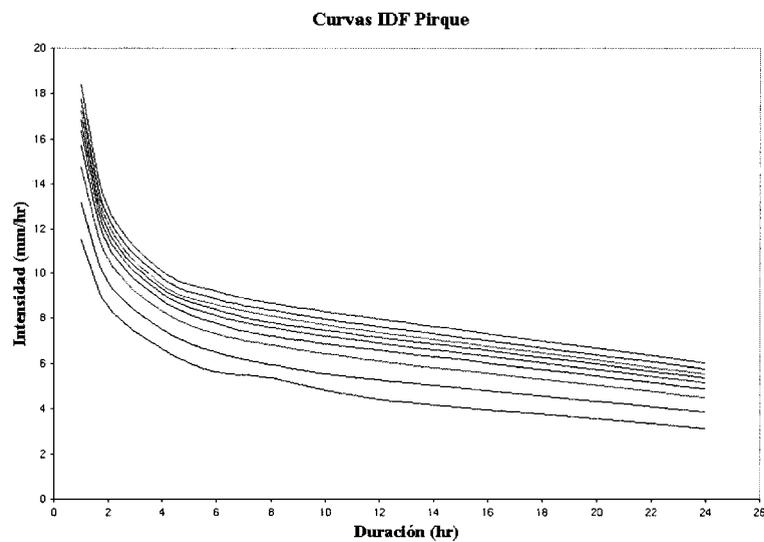


Muestras Estación Pirque.

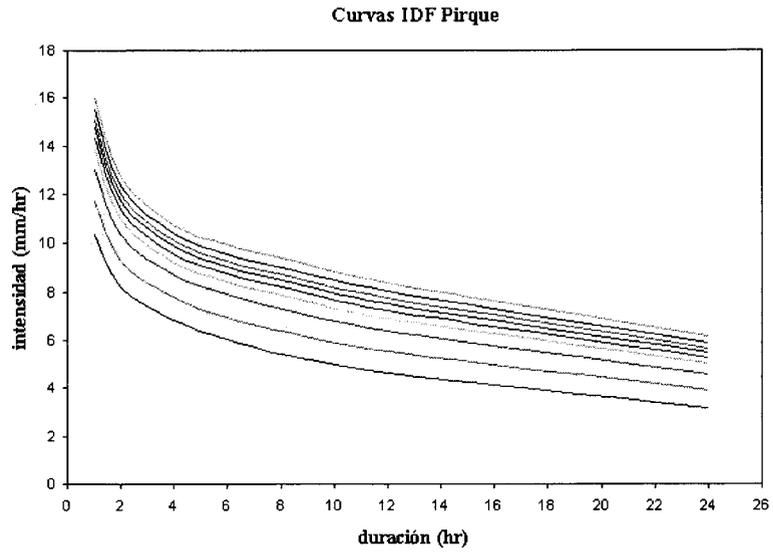
Muestreo número 1



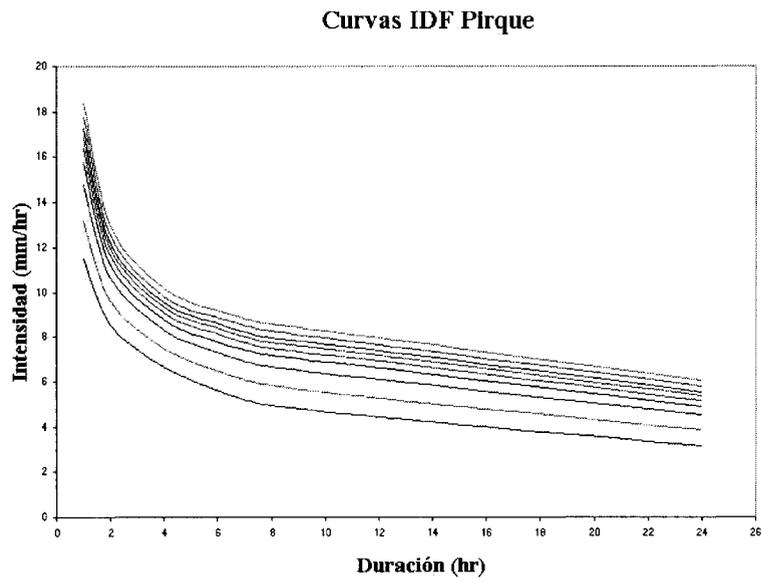
Muestreo número 2



Muestreo número 3



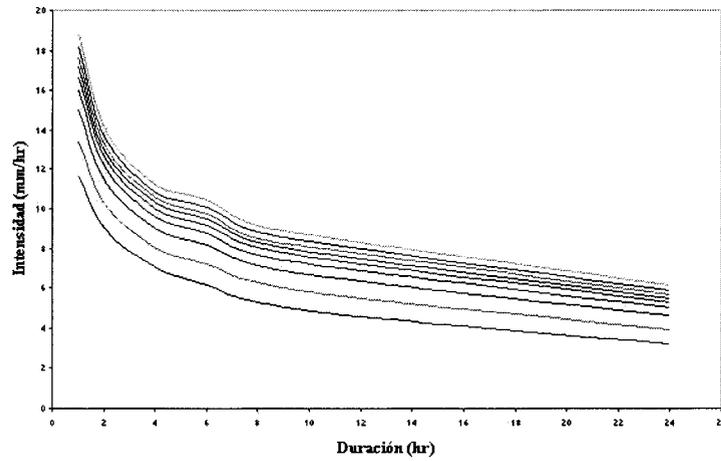
Muestreo número 4



Muestreos estación Embalse Rungue.

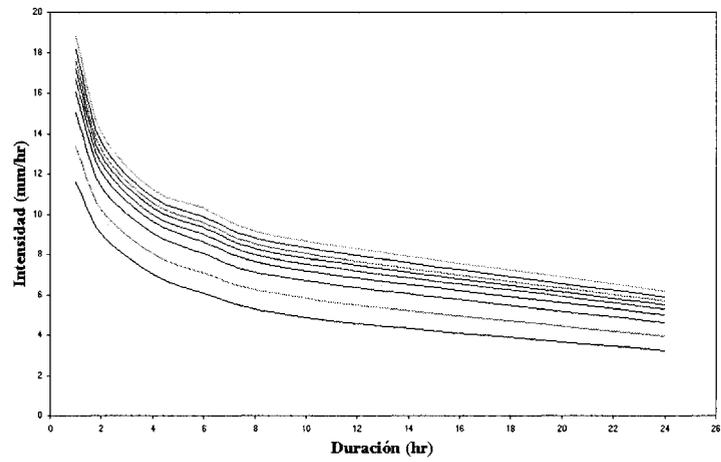
Muestreo número 1

Curvas IDF Embalse Rungue



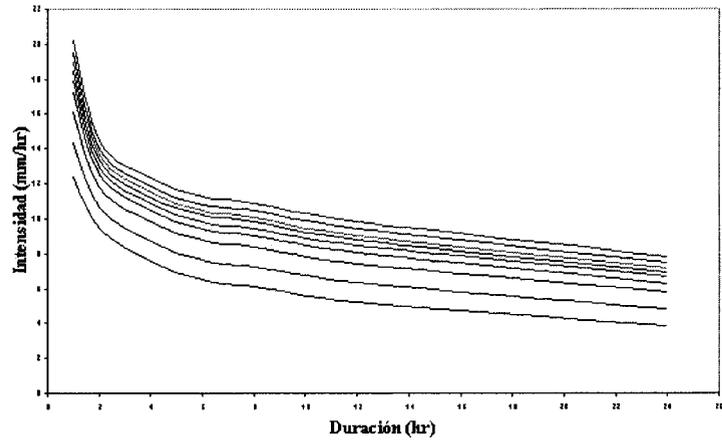
Muestreo número 2

Curvas IDF Embalse Rungue



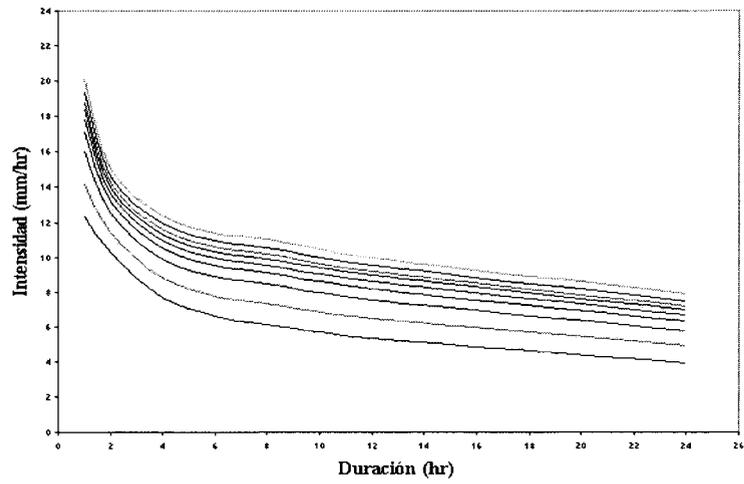
Muestreo número 3

Curvas IDF Embalse Rungue



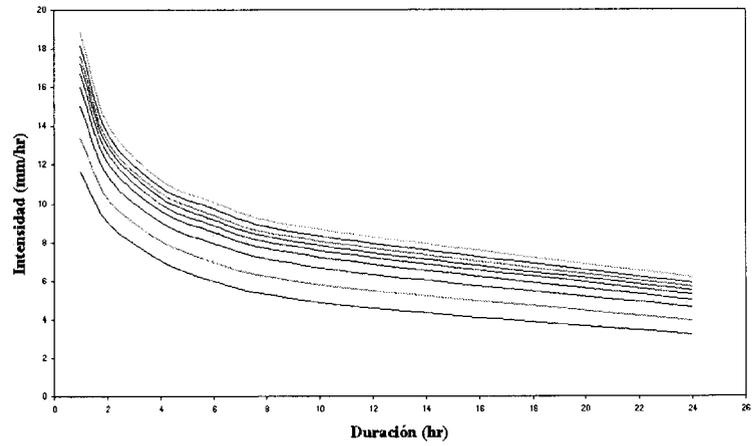
Muestreo número 4

Curvas IDF Embalse Rungue



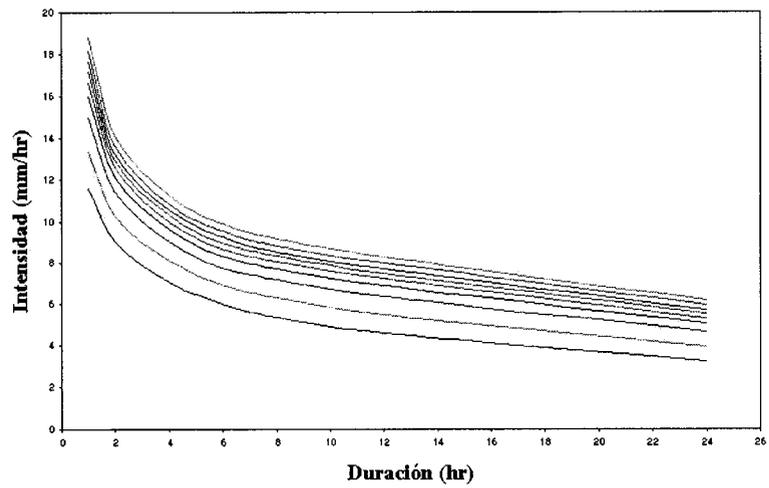
Muestreo número 5

Curvas IDF Embalse Rungue



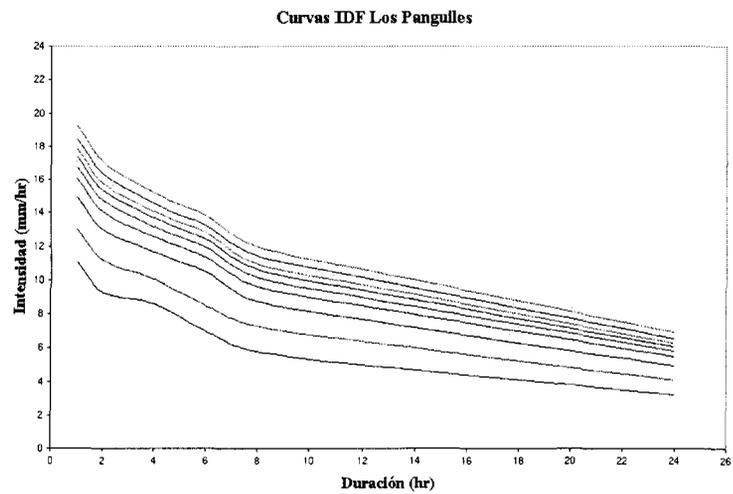
Muestreo número 6

Curvas IDF Embalse Rungue.

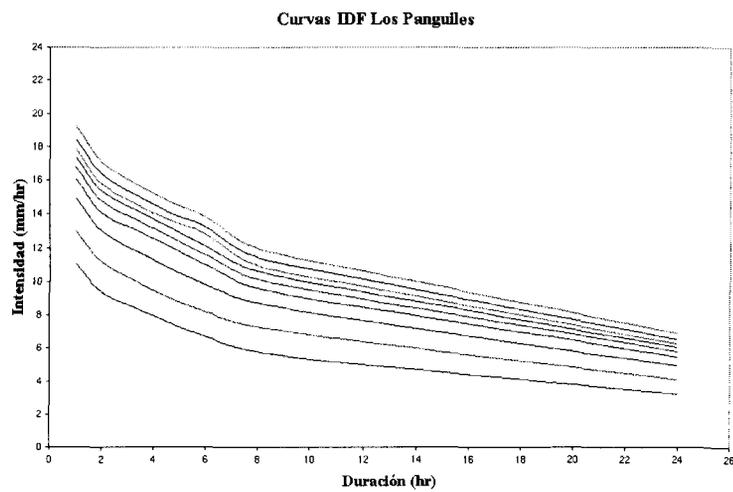


Muestreos Estación los Panguiles.

Muestreo número 1

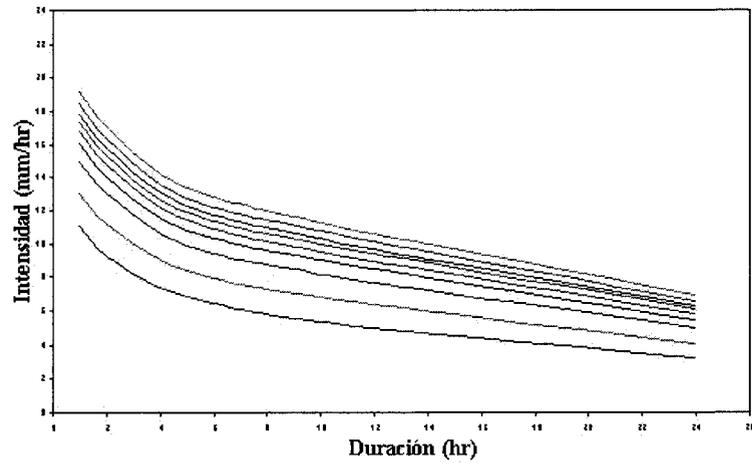


Muestreo número 2



Muestreo número 3

Curvas IDF Estación Los Panguiles



ANEXO IV

Test de Goldfeld – Quandt.

Procedimiento para aplicar el test de Goldfeld – Quandt.

Para la aplicación del test de Goldfeld – Quandt se deben seguir los siete pasos siguientes:

- Paso 1:** Se debe construir una tabla con los datos de origen X e Y.
- Paso 2:** Se deben ordenar los datos de menor a mayor según la magnitud de la variable X.
- Paso 3:** Se debe omitir las c observaciones centrales, para esto se divide por 3 el número total de datos; $c = n/3$.
- Paso 4:** Posteriormente se ajustan dos rectas de regresión independientes, R1 y R2, en donde R1 y R2 corresponden a los grupos de varianzas pequeñas y grandes respectivamente.
- Paso 5:** Se calcula la suma de los cuadrados de los residuos de cada una de las dos rectas R1 y R2. (SCR1 y SCR2).
- Paso 6:** Se calcula $k = \frac{SCE_2 / g.l.}{SCE / g.l.}$, el cual se distribuye como un aprueba F de Snedecor con $[(n - c) / 2 - 2]$ grados de libertad (g.l.), tanto para el numerador como para el denominador.
- Paso 7:** Se compara el valor k de tabla con el valor k calculado. Si el k de tabla es mayor que el k calculado se asume que para un nivel de confianza dado no existe heterocedasticidad de las varianzas.

ANEXO V

Test de Durbin – Watson.

Tabla 45: Reglas de decisión de la prueba d de Durbin-Watson.

Hipótesis nula	Decisión	Sí
No autocorrelación positiva	Rechazar	$0 < d < d_i$
No autocorrelación positiva	No tomar decisión	$d_i \leq d \leq d_s$
No correlación negativa	Rechazar	$4 - d_i < d < 4$
No correlación negativa	No tomar decisión	$4 - d_s \leq d \leq 4 - d_i$
No autocorrelación, positiva o negativa	No rechazar	$d_s < d < 4 - d_s$

Fuente: Gujarati, 1992.

ANEXO VI

Test U de Mann-Whitney para muestras grandes ($n > 10$)

Prueba U de Mann-Whitney para muestras grandes.

Cuando se desea aplicar la prueba U de Mann-Whitney en muestras grandes ($n > 10$), la distribución de U se asemeja a una distribución normal, y se siguen los siguientes pasos:

Paso 1 Se selecciona el menor U, entre U_A y U_B .

Paso 2: Se obtiene un valor Z aplicando la siguiente fórmula:

$$Z = \frac{U - E(U)}{\sqrt{V(U)}}$$

en donde:

$$E(U) = \frac{n_1 * n_2}{2} \quad \text{y} \quad V(U) = \frac{n_1 * n_2 * (n_1 + n_2 + 1)}{12}$$

con n_1 = número de observaciones en la muestra A.

n_2 = número de observaciones en la muestra B.

Paso 3: Finalmente, se busca en una tabla correspondiente a la distribución normal la probabilidad (valor p) asociada al Z calculado y se compara con el nivel de significancia.

Nota: Como regla de decisión se considera una prueba de dos colas y un valor $\alpha = 0,05$.

Si $P \geq \frac{\alpha}{2}$, entonces se acepta la hipótesis nula.

Si $P < \frac{\alpha}{2}$, entonces se rechaza la hipótesis nula.

Fuente: Jordán (2002).

ANEXO VII

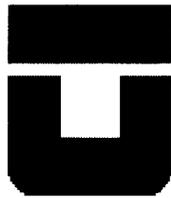
Método Iterativo o Método p.

Procedimiento para aplicar el test de Goldfeld – Quandt.

Para la aplicación del método iterativo p se deben seguir los siete pasos siguientes:

- Paso 1:** Determinar ρ , donde $\rho = (1-d/2)$, siendo d el indicador matemático de Durbin-Watson.
- Paso 2:** Posteriormente se deb realizar una transformaciónde variables:
Se tiene el modelo original (1) $Y_t = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 X_{2t}$.
Si la expresión (1) se cumple para t,también se cumple para t-1.
Luego, se tiene la expresión (2) $Y_{t-1} = a_0 + a_1 X_{1t-1} + a_2 X_{2t-1}$.
Multiplicando (2) por ρ queda la siguiente expresión (3):
(3) $\rho Y_{t-1} = \rho a_0 + \rho a_1 X_{1t-1} + \rho a_2 X_{2t-1}$.
Restando (1) con (3) se obtiene lo siguiente:
 $Y^*_t = a_0^* + a_1^* X_{1^*_t} + a_2^* X_{2^*_t}$
En donde, $a_0^* = a_0 (1-\rho)$, $Y^*_t = (Y_t - \rho Y_{t-1})$, $X_{1^*_t} = (X_{1t} - \rho X_{1t-1})$,
 $X_{2^*_t} = (X_{2t} - \rho X_{2t-1})$.
- Paso 3:** Se debe correr la regresión lineal Y^*_t v/s $X_{1^*_t}$, $X_{2^*_t}$.
- Paso 4:** Posteriormente se deb determinar los coeficientes de regresión originales (a_0 , a_1 y a_2), en donde $a_0 = a_0^*/(1-\rho)$, $a_1 = a_1^*$ y $a_2 = a_2^*$
- Paso 5:** Verificar la no-autocorrelación de los modelos (test de Durbin-Watson). Si el problema persiste se debe iterar el procedimiento nuevamente, ya que existen modelos con autocorrelación mayor a primer orden.

Fuente: Cid *et al*, 1990; Gujarati, 1992, Citados por Abarza (2001).



UNIVERSIDAD DE TALCA
FACULTAD DE CIENCIAS FORESTALES.
ESCUELA DE INGENIERÍA FORESTAL

El Sr. Leonardo Marcelo Román Arellano ha realizado la Memoria : "**Análisis Comparativo de las Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia (IDF) en Cinco Estaciones Pluviográficas de la Región Metropolitana.**", como uno de los requisitos para optar al Título de Ingeniero Forestal. El Profesor Guía es el Sr. Roberto Pizarro Tapia.

La comisión de Calificación constituida por los profesores Sr. Roberto Pizarro Tapia y el Sr. Mauricio Ponce Donoso, han evaluado con nota 6,9 (seis, nueve).



CRISTIAN LOPEZ MONTECINOS
DIRECTOR
ESCUELA DE INGENIERIA FORESTAL

Talca, Julio de 2003.

**Tesis apoyada por el programa de becas de financiamiento de tesis del
Centro del Agua para Zonas Áridas y Semiáridas de América Latina y El
Caribe – CAZALAC.**

Poema del Agua.

*Hasta donde sabemos
el agua es el sujeto
de los tres estados
sí sólida
sí líquida
sí gaseosa.
Fulgura en las nubes,
en el hielo
en los ríos,
caminante o
estática.
O volátil
como un sueño.
Señora del mar
y de las nubes,
el agua
marca el inicio
de toda la vida.*

*Ana Núñez Machín
(Poetisa Cubana)*

*A mis padres, Alejandro y Elena, y a mi
eterno amigo Claudio Castro (Q.E.P.D).*

AGRADECIMIENTOS

En primer lugar agradezco al Centro del Agua para las Zonas Áridas y Semiáridas de Latinoamérica y El Caribe (CAZALAC), por el financiamiento de esta memoria.

A la Dirección General de Aguas, (DGA) Regional Metropolitana, por facilitar los datos para la realización de este estudio.

A Mi profesor Guía, Dr. Ing. Roberto Pizarro, por su confianza, su amistad y sus valiosos consejos, así como al equipo de trabajo del Departamento de Hidrología de la Facultad de Ciencias Forestales, por su amistad, su buena disposición y su ayuda desinteresada.

A mis Padres, Alejandro y Elena, por todos los años de esfuerzo y sacrificio, y a mis hermanos Naldy, Rosa, Pedro y Verónica por su cariño y constante ayuda.

A Carolina, por su amor, paciencia y constante apoyo, así como a su madre y su hermano por toda la ayuda que me brindaron.

Quiero agradecer de forma muy especial a mis amigos de *Kame House* y *Chicken House*, gracias por su amistad y por aquellos inolvidables momentos de grata convivencia, por hacer que este viaje que hoy termina esté lleno de gratos recuerdos. Cuento con la tranquilidad de saber que a pesar del tiempo y la distancia nuestra amistad seguirá perdurando. Gracias especialmente a ti amigo Claudio, a pesar que marchaste de este mundo hace algún tiempo, tu recuerdo sigue mas vivo que nunca.

RESUMEN

En el presente estudio se generó una serie de curvas Intensidad- Duración- Frecuencia, (curvas IDF) para cinco estaciones pluviográficas de la Región Metropolitana de Chile. Las cinco estaciones seleccionadas para este estudio fueron Melipilla, Cerro Calán, Pirque, Embalse Rungue y Los Panguiles, estaciones ubicadas en la precordillera y en la depresión intermedia de la Región Metropolitana.

La información pluviográfica necesaria para la elaboración de las curvas IDF se extrajo directamente de las bandas pluviográficas facilitadas por la Dirección General de Aguas (DGA), Regional Metropolitana. De este modo fue posible obtener las intensidades máximas para cada año del período en estudio y para distintas duraciones: 1; 2; 4; 6; 8; 12 y 24 horas. Luego de llevar los datos a intensidades horarias se procedió a ajustar una función de Gumbel, función de probabilidad para eventos extremos, que entregó altos valores de calidad de ajuste. Luego de realizar el ajuste, se procedió a la elaboración de las curvas IDF para los períodos de retorno de 5; 10; 20; 30; 40; 50; 60; 75 y 100 años.

Una vez construidas las curvas IDF, se procedió a la elaboración de tablas de uso práctico, las que permiten extrapolar las curvas a zonas cercanas que sólo cuentan con información pluviométrica. Por otra parte, fue posible determinar expresiones matemáticas de la forma $I = k \times T^m / d^n$ para cada una de las cinco estaciones, en donde I corresponde a la intensidad de precipitación (mm/hr), T al período de retorno (años), d corresponde a la duración de las precipitaciones (minutos) y k, m y n son constantes de regresión. Dichas expresiones matemáticas presentaron excelentes niveles de calidad de ajuste, por ende, hacen posible obtener estimaciones confiables para valores de precipitaciones máximas en la Región Metropolitana.

SUMMARY

In this study Intensity-Duration-Frequency curves (IDF curves) were generated for five pluviograph stations of the Metropolitan Region of Chile. The five stations selected for this study were: Melipilla, Cerro Calán, Pirque, Embalse Rungue and Los Panguiles. These stations were located in the Pre-Cordillera and the central area of the Metropolitan Region.

The necessary pluviographic information for the elaboration of the IDF curves was extracted of pluviograph data obtained of Dirección General de Aguas (DGA) of the Metropolitan Region. So, maximum intensities were obtained for every year of the period and for different durations: 1; 2; 4; 6; 8; 12 and 24 hours. Then data were changed to intensities per hour and adjusted to Gumbel function, for extreme events, which excellent results of goodness of fit. IDF curves were elaborated for 5; 10; 20; 30; 40; 50; 60; 75 and 100 years return periods.

Later, were build tables of practical use for the extrapolation of the curves towards areas without pluviograph. On the other hand, it was possible to determine mathematical expressions of the type $I = k * T^m / d^n$ for each one of the five stations, where I is the intensity of rainfall (mm/hr), T is the return period (years), d is the duration of the precipitations (minutes) and k , m and n regression constants. Finally, These mathematical expressions presented excellent levels of adjustment quality and they make possible to get reliable estimates for values of maximum intensities in Metropolitan Region of Chile.

ÍNDICE

	Página
1.- INTRODUCCIÓN.....	1
2.- OBJETIVOS.....	3
2.1.- Objetivo General.....	3
2.2.- Objetivos Específicos.....	3
3.- ANTECEDENTES GENERALES.....	4
3.1.- Antecedentes Generales de la Región Metropolitana.....	4
3.2.- Aspectos climáticos e hidrológicos de la Región Metropolitana.....	5
3.- REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA.....	9
4.1.- Elementos asociados a las Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia.....	9
4.2.- Aplicación de las Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia.....	16
4.3.- Estudios vinculados a la relación Intensidad-Duración-Frecuencia de las precipitaciones y sus aplicaciones.....	17
4.4.- Análisis estadístico de las variables hidrológicas en estudio.....	21
4.5.- Construcción de las Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia (IDF).....	24
5.- METODOLOGÍA.....	34
5.1.- Etapas del estudio.....	34
5.1.1.- Revisión Bibliográfica.....	34
5.1.2.- Selección de las Estaciones pluviográficas.....	35

5.1.3.- Recolección de la Información Requerida.....	36
5.1.4.- Selección de intensidades máximas.....	36
5.1.5.- Ajuste de los datos con una función de Distribución de Probabilidad.....	37
5.1.5.1.- Medidas de Bondad de Ajuste.....	38
a.- Coeficiente de Determinación R^2	38
b.- Test de Kolmogorov-Smirnov.....	39
5.1.6.- Determinación de las Curvas IDF para distintos períodos de retorno.....	41
5.1.7.- Construcción de Tablas de uso Práctico.....	41
5.1.8.- Análisis estadístico.....	43
5.1.8.1.- Análisis de Regresión.....	45
5.1.8.1.1.- Supuestos de regresión.....	45
a.- Supuesto de Normalidad.....	45
i.- Test de Kolmogorov-Smirnov.....	45
ii.- Histograma de frecuencias.....	46
b.- Supuesto de Homocedasticidad.....	46
i.- Test de Goldfeld-Quandt.....	47
ii.- Gráfico de residuos.....	47
c.- Supuesto de No-autocorrelación.....	48
i.- Estadístico de Durbin-Watson.....	49
ii.- Gráfico de residuos v/s tiempo.....	49
5.1.8.1.2.- Medidas de bondad de ajuste del modelo.....	50
a.- Coeficiente de Determinación R^2	50
b.- Prueba U de Mann-Whitney.....	51
5.1.9.- Presentación de resultados.....	53
5.1.10.- Análisis de resultados.....	53
5.1.11.- Conclusiones y Recomendaciones.....	54
5.2.- Materiales y Equipos.....	54

6.- PRESENTACIÓN DE RESULTADOS.....	55
6.1.- Alturas Máximas de precipitación.....	55
6.2.- Intensidades máximas de precipitación.....	61
6.3.- Ajuste de los datos a la función de distribución de probabilidad de Gumbel.....	67
6.4.- Determinación de las pruebas de bondad de ajuste.....	68
6.5.- Diseño de las Curvas IDF para cada una de las estaciones seleccionadas.....	71
6.6.- Determinación de tablas de uso práctico.....	74
6.7.- Determinación de las expresiones matemáticas generales de las Curvas IDF y Análisis estadísticos.....	80
6.7.1.- Modelo de Regresión lineal múltiple. Estación Melipilla.....	82
6.7.2.- Modelo de Regresión lineal múltiple. Estación Cerro Calán.....	87
6.7.3.- Modelo de Regresión lineal múltiple. Estación Pirque.....	91
6.7.4.- Modelo de Regresión lineal múltiple. Estación Embalse Rungue....	95
6.7.5.- Modelo de Regresión lineal múltiple. Estación Los Panguiles.....	99
6.8.- Medidas de bondad de ajuste.....	103
 7.- ANÁLISIS DE RESULTADOS.....	 104
7.1.- Selección de intensidades máximas.....	104
7.2.- Ajuste de los datos a la función de Gumbel.....	105
7.3.- Diseño de las curvas IDF.....	105
7.4.- Modelos de Regresión Lineal Múltiple y pruebas de bondad de ajuste del modelo.....	107

8.- CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES.....	109
8.1.- Conclusiones.....	109
8.2.- Recomendaciones.....	110
9.- BIBLIOGRAFÍA.....	112

APÉNDICES.

- I.- Análisis de regresión Estación Melipilla
- II.- Análisis de regresión Estación Pirque.
- III.- Análisis de regresión Estación Cerro Calán.
- IV.- Análisis de regresión Estación Los Panguiles.
- V.- Análisis de regresión Estación Embalse Rungue.
- VI.- Valores de la Prueba U de Mann-Whitney para las cinco estaciones pluviográficas seleccionadas.

ANEXOS.

- I.- Mapa de distribución geográfica de las estaciones pluviográficas seleccionadas.
- II.- Altitud, Coordenadas geográficas y UTM de las estaciones seleccionadas.
- III.- Muestreos realizados a cada una de las cinco estaciones pluviográficas seleccionadas.
- IV.- Test de Goldfeld-Quandt.
- V.- Test de Durbin-Watson.
- VI.- Test U de Mann-Whitney para muestras grandes ($n > 10$).
- VII.- Método iterativo o método p.

1.- INTRODUCCIÓN

El agua es un recurso natural insustituible, un factor natural fundamental, que hace habitable el planeta y que ha permitido el surgimiento de la vida y de grandes civilizaciones, las cuales a medida que fueron aprovechando este vital elemento, lograron su pleno desarrollo. (Dirección General de Aguas, 1999).

Dada la enorme importancia de la Región Metropolitana en el comportamiento social y económico del país, queda de manifiesto la relevancia que adquiere una óptima utilización de los recursos hídricos, así como conocer el comportamiento de las variables que conforman el ciclo hidrológico (Varas *et al*, 1965).

Uno de los elementos más evidentes e importantes dentro del ciclo hidrológico son las precipitaciones, las cuales generan corrientes y masas de agua dentro de una cuenca hidrográfica. El agua aportada por las precipitaciones es generalmente una fuente de vida y desarrollo, excepto cuando se producen fenómenos naturales extremos, tales como crecidas e inundaciones.

Para una acertada planificación y realización de proyectos de diseño hidrológico, tales como el diseño de puentes o sistemas colectores de aguas pluviales, se hace necesario conocer las magnitudes que podrían alcanzar las avenidas extremas.

Lo anterior, es posible determinando la relación entre la intensidad de lluvia, la duración y las frecuencias o períodos de retorno apropiados para la obra y el sitio. Esta relación suele presentarse gráficamente a través de curvas conocidas como “Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia” (Curvas IDF), las cuales permiten conocer con la mayor fiabilidad posible los valores de intensidad asociados a distintos períodos de retorno y duración del episodio de lluvia.

A través de esta memoria se pretende abordar la temática de las Curvas Intensidad – Duración – Frecuencia (Curvas IDF), generando una serie de Curvas IDF para cinco estaciones pluviográficas de la Región Metropolitana y realizando su posterior análisis. A partir de la información generada se podrá conocer y determinar los patrones de conducta de las precipitaciones, convirtiéndose en una herramienta que preste una gran utilidad en la toma de decisiones ingenieriles e hidrológicas.

2. - OBJETIVOS.

2.1. - OBJETIVO GENERAL.

- Contribuir al diseño de proyectos de ingeniería hidrológica a través de la generación y caracterización de algunas Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia, válidas para la Región Metropolitana.

2.2. - OBJETIVOS ESPECÍFICOS.

- Obtener las Curvas Intensidad–Duración–Frecuencia (curvas IDF), para cinco estaciones pluviográficas de la Región Metropolitana.
- Determinar las expresiones matemáticas generales para las curvas IDF de cada una de las cinco estaciones pluviográficas seleccionadas.

3.- ANTECEDENTES GENERALES.

3.1- Antecedentes Generales de la Región Metropolitana.

La Región Metropolitana se extiende geográficamente entre los 32°55' y 34°19' de latitud sur y entre los 69°46' y 71°43' de longitud oeste. Su superficie alcanza a los 15.403,2 km², lo que equivale al 2,05% de la superficie total del país, siendo la región de menor superficie en el país.

Según datos preliminares del censo del año 2002 (I.N.E., 2002), la Región Metropolitana posee una población de 6.038.974 habitantes, lo que equivale al 40,1% de la población total de Chile; alcanzando una densidad de población de 392 habitantes por kilómetro cuadrado.

La Región Metropolitana es el núcleo administrativo, industrial, comercial, financiero y cultural del país, concentrando la mayor actividad del quehacer nacional, aportando durante el año 2001 el 41,5 % del producto interno bruto. (Banco Central, 2002).

En cuanto al relieve, la Región Metropolitana presenta una de las áreas mejor definidas de la orografía chilena, diferenciándose claramente las tres entidades fundamentales de Chile central: Cordillera de los Andes, Depresión Intermedia y Cordillera de la Costa. En el sector Cordillerano Andino se pueden encontrar cumbres con altitudes que alcanzan altitudes superiores a los 5000 m.s.n.m., lo que proporciona a esta región grandes recursos hídricos, mineros y turísticos.

3.2- Aspectos climáticos e hidrológicos de la Región Metropolitana.

El clima predominante en la Región corresponde al templado cálido, tipo mediterráneo. En el área cordillerana el clima va degradando hacia formas más rigurosas por efecto de la altitud, estableciéndose pisos climáticos que presentan un progresivo descenso de las temperaturas y un aumento de las precipitaciones. Las lluvias se caracterizan por un cierto grado de torrencialidad que se manifiesta con considerable fuerza de expresión cada vez que existe abundante precipitación, y ello no solo en el presente, sino también en el pasado geológico, hecho que se advierte en los depósitos sedimentarios fluviales. (I.N.E., 2001).

Al igual que en todo Chile Central, una de las características del aspecto climático de la Región Metropolitana es la extrema variabilidad de las precipitaciones entre un año y otro, observándose ciclos alternos que se descomponen en períodos muy lluviosos y períodos con precipitaciones por debajo de lo normal. Según datos de la Dirección Meteorológica de Chile, la precipitación de un año normal en la Región es de 312 mm. (D.M.C., 2002).

Por otra parte, según el Ministerio de Planificación y Cooperación (1998), en la depresión intermedia el 86% de las precipitaciones se producen de mayo a septiembre, mientras que de diciembre a marzo solo precipita el 1,5% del total anual. La temperatura media es de 13° C. El mes más caluroso es enero, con máximas medias de 20°C y el mes más frío es julio, con una mínima media de 2,8°C.

En cuanto a sus cursos de agua, la Región Metropolitana se encuentra inserta en la cuenca del Río Maipo, una cuenca andina en donde se distinguen claramente los tres sistemas geomorfológicos mencionados anteriormente. La red hidrográfica regional está representada principalmente por el río Maipo, siendo sus principales afluentes el río Mapocho, el río Yeso y el río Colorado. En la figura 1 se aprecia la cuenca del Maipo y los principales cursos de agua que la conforman.

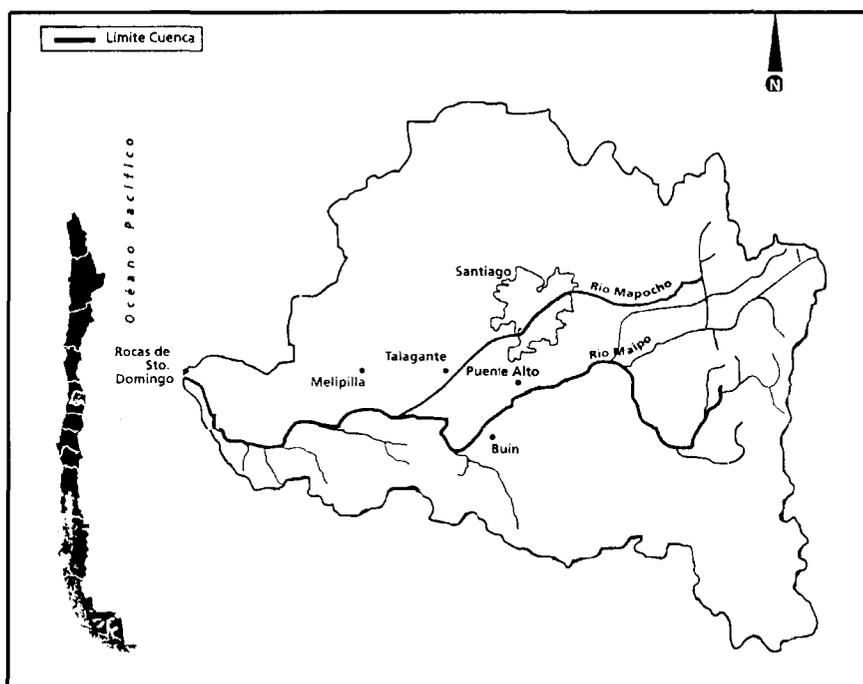


Figura 1: Cuenca del Río Maipo.

Los recursos hídricos, dentro de su régimen natural, son aprovechados en agricultura y abastecimiento doméstico; además, tienen un uso industrial y minero en los sectores en que es posible aprovecharlos con captaciones gravitacionales.

En la subcuenca del río Mapocho se ubica la ciudad de Santiago, capital de la República de Chile, cede del gobierno nacional y de las direcciones centrales de todos los servicios públicos, educacionales, bancarios y comerciales, constituyendo el mayor centro de actividades culturales y económicas del país.

El cauce más importante de la cuenca del Maipo, desde el punto de vista de su infraestructura y de los sectores poblados que se localizan en sus márgenes, es el río Mapocho, el cual tributa por el norte al río Maipo. Este nace en la precordillera de los Andes y se desarrolla por un cauce profundo, hasta la desembocadura del estero El Arrayán. Posteriormente, el cauce atraviesa la zona urbana de Santiago para recién en la comuna de Pudahuel volver a su cauce natural, hasta desembocar en el río Maipo a la altura de El Monte. Antes de su desembocadura, el río Mapocho recibe numerosos aportes de varios esteros y las evacuaciones de las quebradas del sector oriente de Santiago, entre ellas la quebrada de Macul. Esta última es el sistema más importante de las quebradas del extremo oriente de la cuenca del río Mapocho, las cuales presentan gran actividad morfológica y se caracterizan, en general, por un rápido descenso altitudinal en una relativamente corta distancia horizontal. Esta fuerte pendiente determina una condición de alta torrencialidad y rápida concentración de caudales, situación que le confiere un alto grado de peligrosidad, lo que durante fenómenos hidrometeorológicos extremos han ocasionado importantes daños a zonas urbanas, inclusive con pérdidas humanas. (Ministerio de Planificación y Cooperación, 1998).

Por otra parte, las crecidas del río Maipo son principalmente de origen pluvial y ocurren en invierno. Sin embargo en la parte alta de la cuenca, los caudales máximos se producen generalmente como producto de los deshielos de verano, aunque las crecidas extremas más importantes se han generado durante eventos de lluvias cálidas. Cuando ocurren estas crecidas han ocasionado importantes problemas en zonas ribereñas, afectando sectores poblados y áreas agrícolas, causando daños de consideración por inundación, erosión o socavación de riberas.

Uno de los principales problemas que se presentan durante eventos extremos son las inundaciones urbanas a causa de la evacuación de las aguas lluvias. Ésto se produce tanto junto al urbanizar se han eliminado los cauces naturales de evacuación o, porque sólo se han considerado cauces capaces de evacuar los caudales permanentes, sin considerar los caudales de crecida para períodos de retorno relativamente largos. (Ministerio de Planificación y Cooperación, 1998).

4.- REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

4.1- Elementos asociados a las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia.

Una de las aplicaciones de la estadística mas comúnmente utilizadas en la hidrología, es la determinación de la probabilidad o del período de recurrencia de un determinado suceso. En la hidrología torrencial se trata frecuentemente de evaluar la probabilidad de que una variable hidrológica alcance o sobrepase un determinado valor límite. En otras palabras, se trata de realizar estimaciones de la ocurrencia futura de determinados eventos, utilizando para ello la información que contienen los registros históricos. (Fernández, 1995).

Para el diseño de obras civiles como puentes, aliviaderos de crecidas o alcantarillas, se hace necesario determinar la mayor intensidad de lluvia que puede esperarse para una probabilidad dada. Para esto, uno de los primeros pasos a seguir en los proyectos de diseño hidrológico, es determinar el evento, o los eventos de lluvia que deben usarse. Una de las formas de determinarlo, es utilizando una tormenta de diseño, la que es explicada por Chow *et al* (1994), como un patrón de precipitación definido para utilizarse en el diseño de un sistema hidrológico. Otra forma es utilizando un evento que involucre una relación entre la intensidad de lluvia (o profundidad), la duración y las frecuencias o períodos de retorno apropiados para la obra y el sitio.

Una manera usual de expresar la información pluviométrica de un lugar, con el objetivo de utilizarla para el diseño de algunas obras hidráulicas, es basándose en datos sobre su magnitud, duración y frecuencia. Uno de los métodos que permiten relacionar la intensidad de las precipitaciones con la duración y la frecuencia o períodos de retorno de éstas, es el método de las Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia, conocidas también como curvas IDF, las que se pueden determinar para cada sitio en particular a partir de información de precipitaciones.

Según De Fraja (1993), existe una metodología denominada curvas IDF que permite estimar el valor de las precipitaciones con distintos intervalos y períodos de retorno, a partir de la información de precipitación diaria registrada en las estaciones pluviométricas.

Mientras tanto, para López Cadenas (1998), se denomina curvas IDF a aquellas curvas que representan duraciones en abscisas e intensidades de precipitación en ordenadas. Cada curva representada corresponde a una frecuencia (o período de retorno), de tal forma que las gráficas de las curvas IDF representan la intensidad media en intervalos de diferente duración, en donde todos los puntos de una misma curva corresponden a un mismo período de retorno.

Ferrer (1993), define las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia como aquellas que resultan de unir los puntos representativos de la intensidad media en intervalos de diferente duración, para un mismo período de retorno. Las curvas IDF son curvas que decrecen con la longitud del intervalo de tiempo considerado, puesto que se trata de intensidades medias.

Un proceso hidrológico como la precipitación no es estable en el tiempo, por esto la intensidad de las precipitaciones es un factor de gran importancia en cualquier estudio hidrológico. Esta variable es definida por Chow *et al* (1994), como la tasa temporal de precipitación, es decir, la profundidad por unidad de tiempo (mm/hr o pulg/hr).

$$I = \frac{P}{Td}$$

Donde P es la profundidad de lluvia, expresada en milímetros o pulgadas y Td es la duración, expresada generalmente en horas.

La precipitación en el transcurso del tiempo puede medirse por su intensidad o por la altura total de la misma. El conocimiento de la intensidad en cada momento requiere de la utilización de pluviógrafos, aparatos que proporcionan datos con intervalos de tiempos muy cortos. Normalmente no se disponen de los mencionados aparatos y lo que se utiliza habitualmente son pluviómetros que miden alturas totales de lluvia para intervalos de tiempo relativamente grandes, comúnmente 24 horas. El gran inconveniente es que la precipitación registrada en cada intervalo de tiempo se supone con intensidad constante durante el mencionado intervalo, ya que no existe información de su distribución dentro de él (Mintegui y Robredo, 1993).

Dentro de un estudio de precipitaciones, el pluviograma juega un papel de gran importancia. Heras (1983), define el pluviograma como la gráfica que se obtiene de un pluviógrafo. Es, por lo tanto, una curva de milímetros de altura de lluvia en el tiempo.

Si el pluviógrafo es de registro continuo, es decir, si el dispositivo que escribe reacciona instantáneamente y de forma continua a los impulsos de la precipitación, se obtendrá un pluviograma continuo que permite hallar intensidades instantáneas de precipitación, las cuales corresponden a las derivadas en cada punto medidas en mm/hr y a cualquier intervalo de tiempo.

Es decir:

$$I_i = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Delta h}{\Delta t}$$

Donde :

- I_i = Intensidad instantánea.
- Δt = Intervalo de tiempo.
- Δh = Incremento de altura de precipitaciones.

En tanto que la intensidad media se expresa como:

$$I_m = \frac{\Delta h}{\Delta t}$$

Donde:

- I_m = Intensidad media.
- Δh = Incremento de altura de la precipitación.
- Δt = Intervalo de tiempo.

Por otra parte, la frecuencia de una cierta intensidad o magnitud de una lluvia se suele expresar en términos del período de retorno o de la probabilidad de excedencia.

Las lluvias en Chile tienen un comportamiento cuya intensidad máxima diaria no tiene necesariamente relación con el volumen anual precipitado. Estas lluvias son comparables en cuanto a precipitaciones diarias con las que ocurren en otros países, pero al nivel de precipitaciones horarias se encuentran significativas diferencias, que corresponden precisamente a aquellas duraciones que tienen relevancia para la evacuación y drenaje de aguas lluvias urbanas.

La determinación del período de retorno de diseño de un sistema de aguas lluvias depende del grado de seguridad que requiere la ciudadanía ante las precipitaciones extremas e inundaciones generadas por éstas (Stappung, 1999).

Espíldora (1971), define el período de retorno como el intervalo promedio de tiempo dentro del cual cierta magnitud de intensidad, o magnitud de lluvia, se iguala o se excede una sola vez. Mientras tanto Pizarro (1986), lo define como el tiempo que transcurre entre dos sucesos iguales.

Se dice que un evento de magnitud dada tiene un período de retorno de T años si ese evento, en promedio, es igualado o superado una vez cada T años. Si se supone que los eventos anuales son independientes, es posible calcular, para el caso de obras civiles, la probabilidad de falla para una vida útil de n años (Varas, 1988).

Según Bedient y Huber (1992), se acepta que el valor recíproco del período de retorno es la probabilidad de excedencia del evento, es decir, la probabilidad de que el evento sea igualado o sobrepasado en cualquier año.

La probabilidad de excedencia es definida por Pizarro (1986), como la probabilidad asociada al período de retorno, es decir $1 / T$, en donde T es el período de retorno, mientras que Ulriksen *et al* (1979), lo definen como la probabilidad de que un cierto valor a asumir por la variable aleatoria, sea superado.

Mintegui y López (1990), señalan que la variabilidad de las precipitaciones es un factor de riesgo adicional por la aparición de valores extremos máximos, que se traducen en inundaciones y avenidas en determinadas zonas y épocas del año. La probabilidad de excedencia permite estimar riesgos en obras civiles, y poder tener una aplicación a largo plazo en el sector productivo.

En la elección del período de retorno, frecuencia o probabilidad a utilizar en el diseño de una obra, es necesario considerar la relación existente entre la probabilidad de excedencia de un evento, la vida útil de la estructura y el riesgo de falla aceptable, dependiendo este último, de factores económicos, sociales, técnicos y otros. Así también es de vital importancia conocer la probabilidad de que se produzcan determinados valores que representan riesgos de este tipo y para ello se hace necesario utilizar un método de análisis probabilístico.

El período de retorno o la probabilidad de excedencia de intensidades de lluvia, o de cualquier variable hidrológica, se determina mediante el llamado análisis de frecuencia, basado usualmente en series hidrológicas de duración parcial o bien de series anuales extremas (Espíldora, 1971).

Según Llamas (1993), el análisis de muestras históricas constituye, en general, el primer paso en el estudio de un fenómeno hidrológico complejo (precipitaciones, caudales, temperatura, entre otros) cuya formación o evolución depende de leyes físicas, con componentes aleatorios significativos y difícilmente previsible. Las muestras hidrológicas son, con frecuencia, la única herramienta de que dispone el hidrólogo para comprender el comportamiento de un fenómeno extremo, como es el caso de inundaciones o sequías, o para tomar decisiones relativas a un proyecto de ingeniería.

Un gran número de proyectos hidrológicos, como el control de inundaciones, el diseño de un evacuador de crecidas, construcción de puentes o redes de drenaje, entre otros, se definen con relación a una precipitación tipo que posee ciertas características predefinidas. A partir de este episodio lluvioso se fijan las dimensiones del proyecto y se establecen los criterios de predicción y de riesgo. Dicho episodio lluvioso es el que sirve de punto de partida para dimensionar el sistema y elaborar el análisis económico general. Esta precipitación tipo está asociada a la frecuencia probable a la que dicho episodio se produce y esta frecuencia se estima a partir de datos ya compilados relativos al fenómeno pluvial, así como por las características físicas y meteorológicas de la región. (Llamas, 1993).

Dado que la planeación y el diseño se refieren a eventos del futuro cuyo tiempo de ocurrencia o magnitud no pueden predecirse, se debe recurrir al estudio de la probabilidad o frecuencia con la cual un determinado evento pluvial o un caudal puede ser igualado o excedido. La selección del nivel de probabilidad apropiado para un diseño, es decir, el riesgo que se considera aceptable, depende de condiciones económicas y políticas. Si el análisis hidrológico es correcto, el sistema será ocasionalmente insuficiente. La alternativa de diseñar contra el peor evento posible que pueda ocurrir, es generalmente tan costosa, que se puede justificar solamente cuando las consecuencias de una falla son especialmente graves (Linsley *et al*, 1977).

Aparicio (1997), plantea que el grado óptimo de seguridad de una estructura depende tanto del costo de construcción como del costo de las pérdidas asociadas con una falla. Por ejemplo, puede ser aceptable que un aeropuerto pequeño se inunde en promedio una vez cada dos o tres años; si el costo de su sistema de drenaje se compara con el de uno que solo permita inundaciones una vez cada 50 años en promedio, podría resultar totalmente incosteable un sistema de drenaje con el que se pudiera extraer una determinada cantidad de precipitación por grande que fuera, aun cuando tal drenaje fuese posible de construir. Por otra parte, sería poco económico y poco ético aceptar un riesgo alto de falla del vertedor de una represa de grandes dimensiones situada aguas arriba en una ciudad importante, pues esta falla tendría consecuencias desastrosas, mientras que para el caso del aeropuerto una insuficiencia del drenaje no ocasionaría más que algunas molestias a los usuarios.

Sin embargo, al menos en lo que a teoría estadística respecta, no es posible tener una seguridad del 100% de que no exista ninguna avenida cuyas dimensiones hagan insuficiente el vertedor de la presa, sino que sólo se puede hablar de aceptar un riesgo pequeño. La magnitud de este riesgo aceptable dependerá del balance entre el costo de la obra y el de los daños que se producirían al verificarse una falla, y para poder determinar cuál es el riesgo que se corre al proponer los parámetros de diseño de la obra, es necesario analizar estadísticamente los datos hidrológicos recabados en la zona de estudio.

4.2.- Aplicación de las Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia.

Para numerosas obras de infraestructura, la variabilidad de las precipitaciones es un factor de riesgo debido a la aparición de valores extremos máximos, los que se traducen en inundaciones y crecidas en determinadas zonas y épocas del año; por esto, se hace importante conocer la probabilidad de que se produzcan determinados valores que representen riesgos de este tipo (Mintegui y López, 1990).

Espíldora (1971), afirma que el conocimiento de las curvas IDF es imprescindible para el diseño de diversas obras hidráulicas de control y evacuación de crecidas. La aplicación más conocida es en el proyecto de alcantarillados y colectores de aguas lluvias en cuencas urbanas y sistemas de drenaje de caminos y aeropuertos.

Un gran número de proyectos hidrológicos, como el diseño de un evacuador de crecidas, construcción de puentes, construcción de redes de drenaje, entre otros, se definen en relación con la máxima precipitación que se podría esperar para un determinado período de retorno. A partir de este episodio pluvioso se fijan las dimensiones del proyecto y se establecen los criterios de predicción y de riesgo (Llamas, 1993).

Por otra parte, las curvas IDF son de gran ayuda en la construcción de obras de control de erosión y recuperación de suelos degradados. En obras como zanjas de infiltración, canales de desviación, diques de postes, gaviones y otras destinadas al control de cárcavas y procesos erosivos en laderas, se hace necesario conocer los máximos valores de intensidades de precipitación que se pueden alcanzar para dimensionar dichas obras.

4.3.- Estudios vinculados a la relación Intensidad-Duración-Frecuencia de las precipitaciones y sus aplicaciones.

En cuanto a las aplicaciones de las relaciones existentes entre estas tres variables, Kothyari y Garde, citado por Abarza (2001), plantea que en India se utiliza la relación entre dichas variables en la planificación y diseño de proyectos relacionados con los recursos hídricos.

Por otra parte en Cuba, Puentes (2000), generó una serie de curvas IDF en el contexto de un estudio de caracterización hidrológica de cuencas tropicales, específicamente en la cuenca del río San Diego en el poblado de San Andrés. Para esto se basó en los datos pluviográficos de la estación “República de Chile”, considerando una serie de tiempo de 10 años y seleccionando las series de máximos anuales para las duraciones de 5, 10, 20, 30, 40, 60, 90, 150, 300, 720 y 1440 minutos.

Diversos autores se han preocupado de estudiar la relación existente entre la lluvia caída y su duración. Bell (1969), citado por Espíldora (1971) y citado por Varas y Sánchez (1983), estudió las razones entre lluvias de distinta duración e igual período de retorno, y también la razón entre lluvias de diferentes períodos de retorno e igual duración. Para ello utilizó datos de un gran número de estaciones ubicadas en Estados Unidos Continental, Australia, Alaska, Rusia, Hawai, Puerto Rico y África. Dicho autor concluyó a partir de su estudio que las razones entre lluvias de distinta duración e igual período de retorno y la razón entre lluvias de diferentes períodos de retorno e igual duración son muy constantes en todos los puntos estudiados debido a que las grandes intensidades se producen en tormentas convectivas, las cuales tienen gran independencia geográfica y regional. (Varas y Sánchez, 1988).

En Chile son escasos los estudios donde se considera el diseño de curvas IDF. Espíldora (1971), desarrolló una metodología que permite la estimación de curvas Intensidad-Duración-Frecuencia para lugares con escasa o ninguna información pluviográfica basándose en coeficientes generalizados de duración y de frecuencia. Estos coeficientes y esta metodología permiten estimar dichas curvas con solo conocer las precipitaciones máximas anuales en 24 horas. Además, comparó los valores de coeficientes de duración y de frecuencia obtenidos con los de un estudio realizado por Bell en 1969.

A partir de este estudio, Espíldora (1971), pudo concluir que los coeficientes de duración y frecuencia generalizados calculados a partir de información pluviográfica de Santiago, Chillán, Talcahuano y Valdivia presentaron una aproximada constancia dentro de las diferencias comúnmente aceptadas, considerando los errores usuales de los datos y los errores de tipo estadístico. Por otra parte, al comparar sus resultados con los valores obtenidos por Bell en 1969 pudo concluir que los coeficientes, tanto de duración como de frecuencia, son aproximadamente iguales a los valores generalizados propuestos para lugares tales como Estados Unidos, Unión Soviética, Australia, Hawaii, Alaska y Puerto Rico.

De Fraja (1993), determinó curvas IDF para las ciudades de Concepción y Talcahuano, utilizando la información de la estación “Carriel Sur” para un período de retorno de 10 años a partir de la metodología propuesta por Varas y Sánchez en 1983. Estos autores realizaron un estudio de curvas generalizadas de Intensidad-Duración-Frecuencia similar al realizado por Espíldora (1971), en donde proponen una metodología para estimar las intensidades de lluvias de corta duración asociadas a distintos períodos de retorno en función de las observaciones de lluvias máximas diarias. El método propuesto se basa en la utilización de coeficientes de duración y de frecuencia generalizados, los que se definen basados en el análisis de los registros pluviográficos de 13 estaciones ubicadas en la zona central y sur de Chile, distribuidas desde La Serena a Puerto Montt.

De Fraja (1993), también hace mención a curvas IDF existentes para las ciudades de Concepción y Talcahuano, las que fueron generadas por Celis (1984), basándose en datos de la estación meteorológica “Bellavista”, a partir de 428 chubascos seleccionados, observados entre los años 1971 y 1983.

Pero las curvas IDF no sólo son aplicables en la zona central y sur del país. Rodríguez (1986), construyó una serie de curvas IDF para la cuenca del río Tarapacá en la Primera Región, con el fin de obtener la intensidad a partir de precipitaciones máximas en 24 horas para distintos períodos de retorno, dentro de un programa de protección para los valles de dicha cuenca.

Stappung (1999), realizó una recopilación de intensidades horarias para Chile y otros países como Argentina, Venezuela, Brasil, Estados Unidos, Francia y Canadá, generando las curvas IDF para períodos de retorno de dos, diez y cien años, separadas por duraciones entre 2 y 24 horas y entre 10 y 120 minutos. Además, realizó una recopilación de intensidades máximas de precipitación entre 10 y 120 minutos que corresponde al rango usual en drenaje urbano de colectores primarios, para períodos de retorno de dos, cinco, diez, veinticinco, cincuenta y cien años para varias ciudades de Chile a partir de información extraída de los estudios de planes maestros de aguas lluvias de la Dirección de Obras Hidráulicas (D.O.H), organismo dependiente del Ministerio de Obras Públicas (M.O.P.). En el caso de la ciudad de Santiago, encontró valores asociados a un período de retorno de dos años que fluctúan entre 17 mm/h y 6 mm/h para duraciones de 10 y 120 minutos respectivamente; y para un período de retorno de cien años los valores encontrados en duraciones de 10 y 120 minutos de precipitaciones máximas, alcanzaron los 40 mm/h y los 12 mm/h respectivamente.

Por otra parte, Martínez y Caro (1983), citados por Caro y Córdova (1998), hacen mención a un estudio encargado por la Empresa Metropolitana de Obras Sanitarias (E.M.O.S.), con motivo del estudio del Plan Maestro del Alcantarillado de Santiago, en donde se llevó a cabo un análisis pluviométrico de la ciudad que permitió su sectorización en cuatro zonas. Para cada una de estas zonas se elaboraron curvas IDF que permitieron determinar la precipitación de cálculo para áreas tributarias con diferentes tiempos de concentración y distintos períodos de retorno. Este estudio se realizó a partir de datos de precipitaciones máximas registradas en la estación “Quinta Normal”, dependiente de la Dirección Meteorológica de Chile (D.M.C), y considerando el período 1941–1981 a partir de los cuales se homogeneizaron las 9 estaciones pluviométricas seleccionadas como representativas de todo el área en estudio.

Para cada una de las zonas se generaron curvas IDF. Adicionalmente se determinó una expresión analítica de estas curvas, que es la siguiente:

$$\frac{P(t)}{P(24)} = at^b$$

Siendo :

- $P(t)$ = precipitación total en el tiempo t , expresada en mm.
- $P(24)$ = precipitación en 24 horas, expresada en mm, y para el mismo período de retorno.
- t = tiempo en horas.
- a y b = coeficientes generados a partir de la duración y del período de retorno.

4.4.- Análisis estadístico de las variables hidrológicas en estudio.

La hidrología, como otras muchas ciencias aplicadas, hace uso extensivo de los métodos estadísticos. Ello se debe fundamentalmente a que los datos utilizados para la evaluación del comportamiento hidrológico representan una muestra pequeña de la población hipotética, que está formada por el conjunto de los valores instantáneos de la variable en estudio. Además, la toma de datos, como todo ejercicio humano, está sometido a errores de operación, por lo que un dato aislado no tiene una significancia suficiente, sino que es necesario recurrir a valores medios junto con indicadores de la variabilidad interna, para conseguir los niveles de fiabilidad necesarios. (Mintegui y López, 1990).

La variabilidad de las precipitaciones es un factor de riesgo debido a la aparición de valores extremos máximos, lo que se traduce en inundaciones y avenidas en determinadas zonas y épocas del año. En numerosas obras de infraestructura es de vital importancia conocer la probabilidad de que se produzcan determinados valores que representan riesgos de este tipo, y para ello se hace necesario utilizar un método de análisis probabilístico como puede ser el método de Gumbel (Fernández, 1995).

La precipitación anual varía a lo largo del tiempo y del espacio; igualmente existe una variación de la precipitación con el tiempo dentro de la misma tormenta, con la duración o tiempo total durante el que cae la lluvia, así como de una tormenta a otra. Por ello el análisis de frecuencia de la lluvia, debe incluir tanto la altura como la duración de las precipitaciones, esto es lo que se denomina análisis de intensidad-duración-frecuencia. Este análisis consiste en tabular los registros de las bandas pluviográficas para las duraciones deseadas; luego se ordenan los valores máximos anuales de precipitación en forma decreciente de su magnitud y a cada uno se le asigna un período de retorno T.

Para que el análisis probabilístico produzca resultados útiles debe comenzar con una serie de datos significativos, es decir, datos que estén relacionados estrechamente con el problema, y además la serie de datos debe ser adecuada. Ésto se refiere primordialmente a la longitud del registro. Si la muestra es muy pequeña, las probabilidades obtenidas no resultan muy confiables.

La distribución de frecuencias de valores máximos de un evento meteorológico, depende principalmente de su naturaleza. La distribución de Gumbel ha sido empleada con buenos resultados para el estudio de frecuencias de valores extremos de las variables meteorológicas, de tal manera que aplicándose a los valores máximos diarios de series anuales de lluvias se han logrado ajustes muy precisos para los mismos. (Mintegui y Robredo, 1993).

Al igual que Mintegui y Robredo (1993), otros autores, Pizarro (1986), Varas (1988), Bedient y Huber (1992), Llamas (1993), Maidment (1993), proponen la utilización de la ley de distribución de Gumbel, dado que ella ha demostrado poseer una adecuada capacidad de ajuste para valores máximos de caudales y precipitaciones extremas para distintas duraciones y aportaciones anuales.

Según Varas (1988), uno de los métodos para conseguir asociar a las crecidas y precipitaciones máximas un período de retorno, es utilizar un modelo probabilístico que represente adecuadamente la muestra. Los modelos más utilizados para estos efectos son los llamados modelos de valores extremos tipo I como la distribución de Gumbel o la distribución Log-Pearson y las distribuciones de probabilidad normal y log-normal. Los parámetros de estos modelos de distribución se estiman basándose en los parámetros estadísticos de la muestra.

Se dice que una variable aleatoria x tiene una distribución de valores extremos tipo I si su función de distribución acumulada está dada por la relación siguiente:

$$F_x(S) = e^{-e^{-d(x-u)}}$$

en donde:

- $F_x(S)$ = Función de distribución acumulada (representa la probabilidad de que la variable aleatoria x tome valores menores o iguales a un límite S)
- d, u = Parámetros a estimar en función de los valores de la muestra.
- e = Base de los logaritmos naturales.

En 1934 Gumbel obtuvo una función de distribución ideada para valores extremos, de uso muy extendido especialmente en estudios de precipitaciones. La distribución Gumbel calcula la probabilidad P de que un valor extremo, como puede ser los valores de precipitaciones máximas en 24 horas o en intervalos menores, sea inferior a un cierto valor X . Por ende, $(1-P)$ es la probabilidad de que un valor sea superior a X . Así mismo, $T = 1 / (1-P)$ es el número de años necesarios para que el valor máximo alcanzado iguale o supere el valor X (Mintegui y López, 1990).

4.5.- Construcción de las Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia (IDF).

Existen diversos métodos de trabajar las curvas IDF, propuestos por diversos autores. Chow *et al* (1994), proponen dos métodos: el primero consiste en utilizar un análisis de frecuencia de la lluvia, considerando una distribución de probabilidad de valores extremos como la función de Gumbel explicada anteriormente, y otro método que consiste en expresar las curvas IDF como ecuaciones, para así evitar la lectura de la intensidad de lluvia de diseño en una gráfica. Por otra parte, Maidment (1993), al igual que Puentes (2000), señala que las curvas IDF pueden ser descritas matemáticamente para una mayor facilidad de cálculo.

En Chile, Varas y Sánchez (1983), propusieron una metodología denominada curvas IDF generalizadas, que permite generar curvas IDF en zonas con poca información mediante coeficientes de duración y de frecuencia generalizados. Estos autores han propuesto un procedimiento que consiste en realizar un análisis de frecuencia de la serie anual de lluvias máximas diarias (de 8 AM a 8 AM), información generalmente disponible, con el objetivo de calcular el valor con diez años de período de retorno. Este valor se amplifica por el coeficiente 1,1 para obtener la precipitación máxima absoluta en 24 horas con diez años de período de retorno. Enseguida, con el coeficiente de duración (Cd) y el coeficiente de frecuencia (Cf) de una estación con un régimen similar de lluvias se puede obtener las curvas IDF para una determinada zona de interés. El coeficiente de duración (Cd) se define como la razón entre la lluvia caída en un intervalo cualquiera y la lluvia caída en 24 horas, ambas para un mismo período de retorno de 10 años. Análogamente, se define el coeficiente de frecuencia (Cf) como la razón entre la lluvia asociada a un cierto período de retorno y la lluvia de igual duración, pero de 10 años de período de retorno.

El procedimiento propuesto por estos autores se expresa en la siguiente expresión:

$$P_t^T = K \times P_{24}^{10} \times Cd_t \times Cf_T$$

Siendo:

P_t^T = Lluvia con período de retorno T años y duración t horas.

Cd_t = Coeficiente de duración para t horas.

Cf_T = Coeficiente de frecuencia para T años de período de retorno.

K = Coeficiente para obtener la lluvia máxima absoluta en 24 horas en función del valor máximo diario (se sugiere usar 1,1)

P_{10}^{24} = Lluvia máxima diaria con 10 años de período de retorno.

Otra manera de determinar las curvas IDF es la propuesta por Bell en 1969, citado por Llamas, (1993) y por Varas, (1988). La fórmula propuesta por este autor expresa la precipitación en mm, en función de un determinado período de retorno T y una duración t. La expresión es la siguiente:

$$P_t^T = (0,21 \ln T + 0,52) (0,54t^{0,25} - 0,50) \times P_{60}^{10}$$

Donde:

P_t^T = lluvia en mm, de duración t minutos y T años de período de

retorno. = período de retorno en años.

t = duración de la lluvia en minutos.

ln = logaritmo natural en base e.

Esta fórmula es válida para valores de T comprendidos entre 2 y 100 años, y duraciones entre 5 y 120 minutos. Si los datos de precipitaciones horarias corresponden a un período de 2 años, la ecuación anterior se transforma en:

$$P_t^T = (0,35 \ln T + 0,76)(0,54t^{0,25} - 0,50)P_{60}^2$$

Es importante destacar que los mejores resultados se obtienen con períodos de retorno comprendidos entre 2 y 10 años y duraciones entre 5 y 10 minutos (Llamas, 1993).

Aparicio (1997), propone dos métodos para determinar la relación entre las variables intensidad, duración y período de retorno para un sitio dado. El primero, llamado de intensidad-período de retorno, relaciona estas dos variables para cada duración por separado mediante alguna de las funciones de distribución de probabilidad usadas en hidrología. El segundo método relaciona simultáneamente las tres variables en una familia de curvas cuya ecuación es la siguiente:

$$I = \frac{kT^m}{(d+b)^n}$$

Donde:

- I = Intensidad de precipitación (mm).
- d = Duración de la precipitación (minutos).
- T = Período de retorno (años).
- k, m, n, b = Constantes que se calculan mediante un análisis de regresión lineal múltiple.

Este último modelo ha sido ampliamente utilizado y recomendado por diversos autores. Sherman, citado por Meinzer (1942), utilizó dicha expresión para la ciudad de Boston, generando la siguiente expresión:

$$I = \frac{16T^{0,27}}{(d + 7)^{0,7}}$$

Con:

- I = Intensidad de la precipitación.
- d* = Duración de la precipitación.
- T = Período de retorno.

Por otra parte, Bleich citado por Meinzer (1942), utilizó este mismo modelo para relacionar la intensidad, la duración y la frecuencia para la ciudad de New York, obteniendo la siguiente expresión:

$$I = \frac{42,5T^{0,3}}{(d + 6)^{0,7}}$$

Ponce (1989), explica más detalladamente el origen de esta expresión matemática recomendada por Aparicio.

Esta expresión se genera a partir de una relación muy utilizada en hidrología que relaciona la altura de las precipitaciones y su duración:

$$h = cd^m \tag{1-1}$$

en donde:

h = Altura de la precipitación, expresada en centímetros.

d = Duración de la precipitación, expresada en horas.

c = Un coeficiente.

m = Un exponente (número real positivo menor que 1).

De la expresión anterior, la cual relaciona la altura y la duración de la lluvia, es posible obtener la intensidad a partir del diferencial de la altura de lluvia con respecto a su duración:

$$\frac{dh}{dd} = I = cmd^{m-1} \quad (1-2)$$

Simplificando la expresión obtenida se llega a lo siguiente:

$$I = \frac{a}{d^n} \quad (1-3)$$

En donde $a = cm$ y $n = 1-m$, con m un número menor que 1 y n mayor que 1.

Por otra parte, se tiene otra expresión que relaciona la intensidad y la duración de la lluvia, como es la siguiente:

$$I = \frac{a}{d + b} \quad (1-4)$$

en donde a y b son constantes a determinar mediante un análisis de regresión y d corresponde a la duración de la lluvia.

Finalmente es posible obtener un modelo general de intensidad-duración, combinando las características de las ecuaciones anteriores. La expresión obtenida es la siguiente:

$$I = \frac{a}{(d + b)^n} \quad (1-5)$$

Para un valor $b = 0$, la ecuación (1-5) se reduce a la ecuación (1-3) y para $n = 1$ la ecuación se reduce a la ecuación (1-4).

Posteriormente se hace necesario asociar la intensidad y la duración del evento de lluvia a un período de retorno. Una manera de hacer esto es dando a la constante a en la ecuación (1-3) el siguiente valor:

$$a = kT^m \quad (1-6)$$

en donde T corresponde al período de retorno, k un coeficiente y m un exponente.

Reemplazando a en la ecuación (1-5) se llega finalmente a la expresión sugerida por Aparicio (1997) y otros autores:

$$I = \frac{kT^m}{(d + b)^n}$$

Bernard y Yarnell, citados por Meinzer (1942), realizaron una pequeña modificación a esta expresión con el objeto de facilitar los cálculos, simplificándola a la siguiente expresión:

$$I = \frac{kT^m}{d^n}$$

Estos autores generaron, a partir de este modelo simplificado, las expresiones matemáticas para la ciudad de Kansas City.

$$I = \frac{10T^{0,183}}{d^{0,444}}$$

Esta expresión es recomendada para duraciones entre 5 y 60 minutos, mientras que para duraciones entre 1 y 24 horas, estos autores generaron la siguiente expresión.

$$I = \frac{44T^{0,183}}{d^{0,79}}$$

En Chile, Abarza (2001), utilizó este modelo modificado para generar las curvas IDF para seis estaciones pluviográficas de la VII Región del Maule, obteniendo muy buenos resultados de calidad de ajuste y demostrando la validez de aplicar este modelo en el país.

Por otra parte, Chen, citado por Puentes (2000), propone la siguiente expresión para el estudio de las relaciones IDF.

$$I = i_1^T \frac{a_1}{(t + b_1)^{c_1}}$$

Esta relación representa la intensidad media de la lluvia para una duración de t minutos y período de retorno de T años, en donde i_1^T es la intensidad media de la lluvia de una hora y período de retorno de T años y a_1 , b_1 , c_1 , son parámetros a determinar.

Según Ferrer (1993), en España, la Dirección General de Carreteras, dentro de su normativa de drenaje superficial de carreteras propone la siguiente expresión analítica que relaciona la intensidad, la duración y la frecuencia:

$$\frac{I_t}{I_d} = \left(\frac{I_1}{I_d} \right)^{\frac{28^{0.1} - t^{0.1}}{28^{0.1} - 1}}$$

Donde :

- I_t = Intensidad media correspondiente al intervalo de duración t deseado.
- I_d = Intensidad media diaria de precipitación, correspondiente al período de retorno considerado (mm/hr)
- I_1/I_d = Cuociente entre la intensidad horaria y la intensidad diaria, independiente del período de retorno.
- t = Duración del intervalo al que se refiere I_t (hr).

Wenzel, citado por Chow *et al.*,(1994), citado por Abarza (2001), dedujo para algunas ciudades de los Estados Unidos algunos coeficientes, para utilizarlos en una ecuación de la forma:

$$I = \frac{c}{(Td^e + f)}$$

Donde :

- I = Intensidad de lluvia de diseño.
- Td = duración de la precipitación.
- c, e, f = coeficientes que varían con el lugar y el período de retorno.

Otra metodología para determinar las curvas IDF es la propuesta por Témez (1978), citado por Abarza (2001), en la cual se relaciona las intensidades de precipitación, en función de su duración y distintos períodos de retorno. A partir de esta metodología se obtiene un esquema gráfico como el de la figura 2.

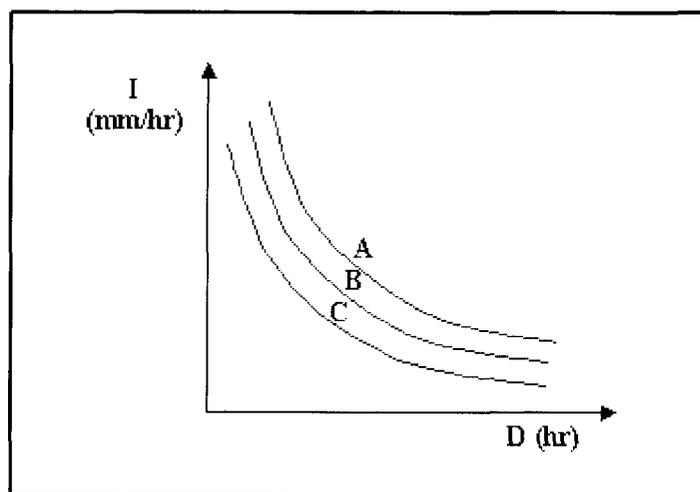


Figura 2: Esquema gráfico de las Curvas IDF.

Donde:

- I = Intensidad de precipitación, expresada en mm/hr.
- D = Duración, expresada en horas.
- A, B, C = Períodos de retorno, expresado en años.

5.- METODOLOGÍA

5.1.- Etapas del estudio.

Para la realización de este estudio se consideró el método propuesto por Témez (1978), en el que los datos de precipitaciones máximas se extraen de las bandas pluviográficas de 5 estaciones de la Región Metropolitana. A continuación se mencionan las etapas de este estudio:

5.1.1. - Revisión Bibliográfica.

La revisión bibliográfica consistió en la recopilación de información relacionada con el tema tratado en la presente memoria. Dicha información bibliográfica se extrajo de textos de hidrología y de estadística, o de cualquier texto que aportara información relevante para este estudio; además, la presente revisión bibliográfica fue complementada con información encontrada en Internet.

Uno de los inconvenientes que se presentó en la realización de este estudio, es la escasa información encontrada, tanto a nivel nacional como internacional, limitándose ésta solo a textos especializados de hidrología y estadística.

5.1.2. - Selección de las Estaciones Pluviográficas.

La Región Metropolitana cuenta en la actualidad con un total de 39 estaciones pluviométricas a cargo de la Dirección General de Aguas (DGA), organismo dependiente del Ministerio de Obras Públicas (M.O.P.). Del total de estaciones, solo 9 cuentan con pluviógrafo, variando en cada una de ellas los años de información acumulada.

El estudio se realizó sobre la base de cinco de éstas estaciones pluviográficas, utilizando como criterio de selección la periodicidad de los datos, teniendo como registro mínimo 17 años de estadística, y considerando que las estaciones seleccionadas son representativas del comportamiento meteorológico de la Región Metropolitana. Las estaciones seleccionadas fueron: Cerro Calán (Lat: 33° 23'; Long: 70° 32'); Pirque (Lat: 33° 40' ; Long: 70° 36'); Melipilla (Lat: 33° 42'; Long: 71° 13'); Los Panguiles (Lat: 33° 26'; Long: 71° 00'); Embalse Rungue (Lat: 33° 02'; Long: 70° 54').

Lamentablemente, en algunas de las estaciones pluviográficas seleccionadas existen años en que las bandas presentan zonas defectuosas, ya sea por el paso del tiempo o por algún problema en el funcionamiento del pluviógrafo, por lo que fue necesario descartar aquellos años con registros incompletos; por ello existen dos estaciones, Los Panguiles y Embalse Rungue, que no cumplen con los 17 años de registros en buen estado.

Dos de las estaciones seleccionadas se ubican en el sector oriente de la Región Metropolitana, enclavadas en el sector precordillerano; éstas corresponden a la estación Cerro Calán, ubicada al nororiente de la Región Metropolitana y la estación Pirque, ubicada al sur oriente de la región. Las estaciones restantes corresponden a Embalse Rungue, Los Panguiles y Melipilla, ubicadas hacia el sector poniente de la Región Metropolitana. En el anexo I se entrega un mapa con la distribución espacial de las estaciones seleccionadas, mientras que en el anexo II se entregan las coordenadas cartográficas, las coordenadas UTM y la altitud de las cinco estaciones.

5.1.3. - Recolección de la Información Requerida.

La Dirección General de Aguas (D.G.A.), Regional Metropolitana, entidad dependiente del Ministerio de Obras Públicas, fue el organismo encargado de facilitar los datos pluviográficos y la información necesaria para el desarrollo de esta investigación.

Los datos utilizados fueron los registros de precipitaciones diarias y horarias extraídos de los pluviógrafos de las cinco estaciones seleccionadas. Para las estaciones Pirque, Cerro Calán y Melipilla se analizaron registros para un período de 17 años, mientras que para la estación Embalse Rungue, se analizaron 16 años de estadística y para la estación Los Panguiles, 15 años de registros pluviográficos.

5.1.4. - Selección de intensidades máximas.

En esta etapa se analizaron las bandas de registro de los pluviógrafos, tomando como referencia de medición las 08:00 horas de la mañana de un día hasta las 08:00 horas del día siguiente. Se seleccionaron para cada año los valores extremos de precipitación para duraciones de 1; 2; 4; 6; 8; 12 y 24 horas.

Una vez seleccionados los valores extremos de precipitación para cada año y distintas duraciones, se calculó la intensidad horaria; ésto se logró dividiendo los valores de cada una de las series por su duración, obteniendo intensidades en mm/hr.

5.1.5. - Ajuste de los datos con una Función de Distribución de Probabilidad.

Posteriormente al cálculo de intensidades horarias de precipitación a cada duración de lluvia (1, 2, 4, 6, 8, 12 y 24 horas) se le ajustó una función de distribución de probabilidad de valor extremo que entregara una buena calidad de ajuste. A partir de la información bibliográfica se decidió realizar dicho ajuste con la Función de Gumbel, debido a que es una función ampliamente recomendada en la literatura especializada, la cual utiliza la siguiente expresión:

$$F(X) = P[\varepsilon \leq X] = e^{-e^{-\sigma(x-\mu)}}$$

Con,

$$-\infty \leq X \leq \infty$$

X = Valor a asumir por la variable aleatoria.

σ, μ = Parámetros a estimar en función de los valores de la muestra.

Para la determinación de los parámetros σ y μ se utilizan las siguientes expresiones:

$$\mu = \bar{X} - 0,450047 \times S$$

$$\sigma = \frac{1}{(0,779696 \times S)}$$

Donde,

S = Desviación estándar de la muestra.

\overline{X} = Media de la muestra.

5.1.5.1.- Medidas de Bondad de Ajuste.

Como medida de bondad de ajuste se utilizó el coeficiente de determinación R^2 y el test de Kolmogorov – Smirnov, estadísticos que resultaron adecuados en función de la calidad de los datos.

a.- Coeficiente de Determinación R^2 .

El coeficiente de determinación señala que proporción de la variación total de las frecuencias observadas es explicada por las frecuencias teóricas acumuladas. (Pizarro, 1986).

Según Gujarati (1992), el coeficiente de determinación R^2 mide la proporción o porcentaje de variación total de la variable dependiente, explicada por el modelo de regresión, siendo la medida de bondad de ajuste más utilizada.

Este coeficiente se encuentra definido por la siguiente expresión:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum (Fn(X)i - F(X)i)^2}{\sum (Fn(X)i - \overline{Fn(X)})^2}$$

Donde:

$F_n(X)i$	=	Frecuencia observada acumulada.
$F(X)i$	=	Frecuencia teórica acumulada.
$\overline{Fn(X)}$	=	Media de las frecuencias observadas.

b.- Test de Kolmogorov – Smirnov.

El test de Kolmogorov - Smirnov es una prueba de normalidad que se basa en el valor absoluto de la máxima diferencia entre la distribución acumulada observada y la esperada, y se utiliza para verificar la hipótesis de que una muestra procede de una distribución particular.

Para la aplicación de este test se hace necesario determinar la frecuencia observada acumulada y la frecuencia teórica acumulada. Para la frecuencia observada se ordena la información de menor a mayor y se aplica la siguiente expresión:

$$F_n(X) = \frac{n}{N + 1}$$

Donde:

$F_n(X)$ = Frecuencia observada acumulada.

n = Número total de orden.

N = Número total de datos.

Mientras que la frecuencia teórica acumulada se determina a través de la función de Gumbel.

$$F(x) = e^{-e^{-\sigma(x-\mu)}}$$

Una vez determinadas ambas frecuencias, se obtiene el supremo de las diferencias entre ambas, en la i -ésima posición de orden, que se denomina **D**.

$$D = \text{Sup} |Fn(X)i - F(X)i|$$

Luego, con un valor de significancia del 95 % de confianza se utiliza la tabla de valores críticos de D en la prueba de bondad de ajuste de Kolmogorov-Smirnov, y considerando un tamaño n de la muestra, se establece lo siguiente:

Si el valor D es menor que el valor D *tabla*, se acepta que el ajuste es adecuado con el nivel de confiabilidad asumido.

5.1.6. - Determinación de las Curvas IDF para distintos períodos de retorno.

El siguiente paso consistió en graficar la intensidad de precipitación y la duración de la lluvia para cada período de retorno seleccionado, de modo de obtener los puntos para cada curva. Los períodos de retorno utilizados fueron los siguientes: $T= 5$, $T= 10$, $T= 20$, $T= 30$, $T= 40$, $T= 50$, $T= 60$, $T= 75$ y $T= 100$ años. De esta manera fue posible obtener 9 curvas IDF para cada una de las 5 estaciones.

Para obtener las curvas definitivas de cada estación, fue necesario realizar diversos muestreos al momento de seleccionar las intensidades máximas. La finalidad de estos muestreos era obtener curvas que reflejaran claramente la relación existente entre la intensidad y la duración de las precipitaciones, es decir, que cumplieran con la hipótesis de que a duraciones más cortas, existe una mayor probabilidad de encontrar mayores valores de intensidad (Témez, 1978).

5.1.7. - Construcción de Tablas de Uso Práctico.

Una vez generadas las Curvas IDF, se procedió a la construcción de tablas que entregan las intensidades máximas de precipitación en mm/hr para las distintas duraciones asociadas a cada uno de los períodos de retorno seleccionadas. Se entregan las tablas para duraciones de 1; 2; 4; 6; 8; 12 y 24 horas; y para cada una de las 5 estaciones pluviográficas seleccionadas.

Es importante destacar que además se construyeron tablas de uso práctico que permiten la extrapolación de valores, para las distintas duraciones, a estaciones pluviométricas cercanas a alguna de las 5 estaciones pluviográficas y que, por su carácter netamente pluviométrico y no pluviográfico, sólo cuentan con datos para duraciones de 24 horas. Esta extrapolación de datos es posible empleando el parámetro k , el cual se entrega en tablas para cada una de las 5 estaciones.

El parámetro k es definido por Abarza (2001), como la relación de las intensidades horarias con respecto a las intensidades de 24 horas. Dicho parámetro fue determinado para cada duración y período de retorno de cada una de las 5 estaciones analizadas y se expresa como:

$$K = \frac{Id}{I_{24}}$$

Donde:

Id = Intensidad de precipitación horaria.

I_{24} = Intensidad de precipitación para una duración de 24 horas.

5.1.8.- Análisis estadístico.

Una vez diseñadas las curvas IDF y las tablas de uso práctico, para cada una de las 5 estaciones, se procedió a analizar el comportamiento de la interacción entre las tres variables en estudio. El objetivo de esto, fue obtener en forma analítica una función matemática que representara la relación entre la intensidad, la duración y la frecuencia en cada una de las estaciones estudiadas.

Para representar analíticamente la relación entre la intensidad, la duración y la frecuencia de las precipitaciones, se utilizó la ecuación recomendada por Aparicio (1997), y utilizada por Abarza (2001), para representar las curvas IDF de la Séptima Región. Dicha ecuación se expresa de la siguiente forma:

$$I = \frac{kT^m}{D^n}$$

Donde:

- I = Intensidad, expresada en mm/hr.
- T = Período de retorno, expresado en años.
- D = Duración de la precipitación, expresada en horas.
- k, m, n = Constantes obtenidas mediante análisis de regresión lineal múltiple.

Posteriormente se aplica logaritmos a la ecuación recomendada por Aparicio (1997), con la finalidad de obtener una expresión con la forma de un modelo de regresión lineal múltiple:

$$\log I = \log k + m \log T - n \log d$$

o bien:

$$y = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2$$

Donde:

y	=	$\log I$	a_0	=	$\log k$
X_1	=	$\log T$	a_1	=	m
X_2	=	$\log d$	a_2	=	$-n$

5.1.8.1.- Análisis de Regresión.

Con la finalidad de determinar la calidad de la regresión lineal, se analizaron los supuestos de regresión de las funciones generadas, es decir, supuestos de normalidad, homocedasticidad y no autocorrelación. Como medidas de bondad de ajuste se utilizó el Coeficiente de determinación R^2 y la prueba U de Mann-Whitney.

5.1.8.1.1.- Supuestos de regresión.

a.- Supuesto de Normalidad.

El supuesto de normalidad se aplica para determinar si las perturbaciones poblacionales tienen una distribución normal. Las pruebas para determinar si se cumple o no el supuesto de normalidad son el Test de Kolmogorov-Smirnov y el gráfico de Histogramas de frecuencias.

(i).- Test de Kolmogorov-Smirnov

El test de Kolmogorov - Smirnov es una prueba de normalidad que se basa en el valor absoluto de la máxima diferencia entre la distribución acumulativa observada y la esperada, y se utiliza para verificar la hipótesis de que una muestra procede de una distribución particular.

(ii).- Histograma de frecuencias.

El histograma de frecuencias permite realizar un análisis gráfico para verificar la normalidad de los residuos. Según Cid *et al* (1990), dicho análisis se basa en la simetría de las frecuencias observadas y dos colas livianas en sus extremos, obteniéndose un esquema similar al de la figura 3.

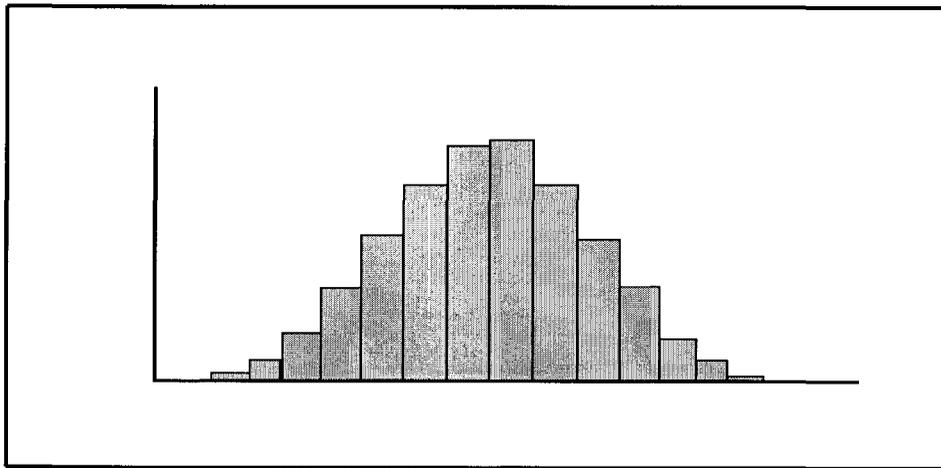


Figura 3. Histograma de Frecuencias. Cid *et al*, (1990).

b.- Supuesto de Homocedasticidad.

Gujarati (1992), señala que uno de los supuestos importantes del modelo clásico de regresión lineal es que las perturbaciones de la función de regresión poblacional, son homocedásticas, es decir, que todas tienen la misma varianza. Para probar si este supuesto se cumple se hace necesario utilizar un método estadístico que detecte la heterocedasticidad, es decir, que detecte si las perturbaciones de la función de regresión lineal presentan distinta varianza. El test utilizado en este estudio para detectar dicha heterocedasticidad es el test de Goldfeld–Quandt. Por otra parte a manera de análisis gráfico se utiliza el gráfico de residuos.

(i).- Test de Goldfeld – Quandt.

Este test estadístico fue propuesto por Goldfeld y Quandt en 1965 (Navales, 1993) y se utiliza para detectar la heterocedasticidad de las varianzas partiendo de que la varianza heterocedástica σ_i^2 está positivamente relacionada con una de las variables explicativas en el modelo de regresión. El test de Goldfeld – Quandt consiste en 7 pasos detallados en el Anexo IV (Gujarati, 1992, citado por Abarza, 2001).

(ii).- Gráfico de residuos.

Otra de las maneras de detectar la presencia de heterocedasticidad, es realizando un análisis gráfico de los residuos a través de la presencia de patrones sistemáticos en dichos residuos. Gujarati (1992), señala que para realizar este análisis gráfico se hace necesario graficar los valores estimados de la variable dependiente en abscisas versus los residuos estimados al cuadrado en la ordenada. De acuerdo a los patrones entregados en la figura 4 se puede inferir si existe o no un comportamiento sistemático; de existir dicho comportamiento sistemático, se estaría en presencia de heterocedasticidad.

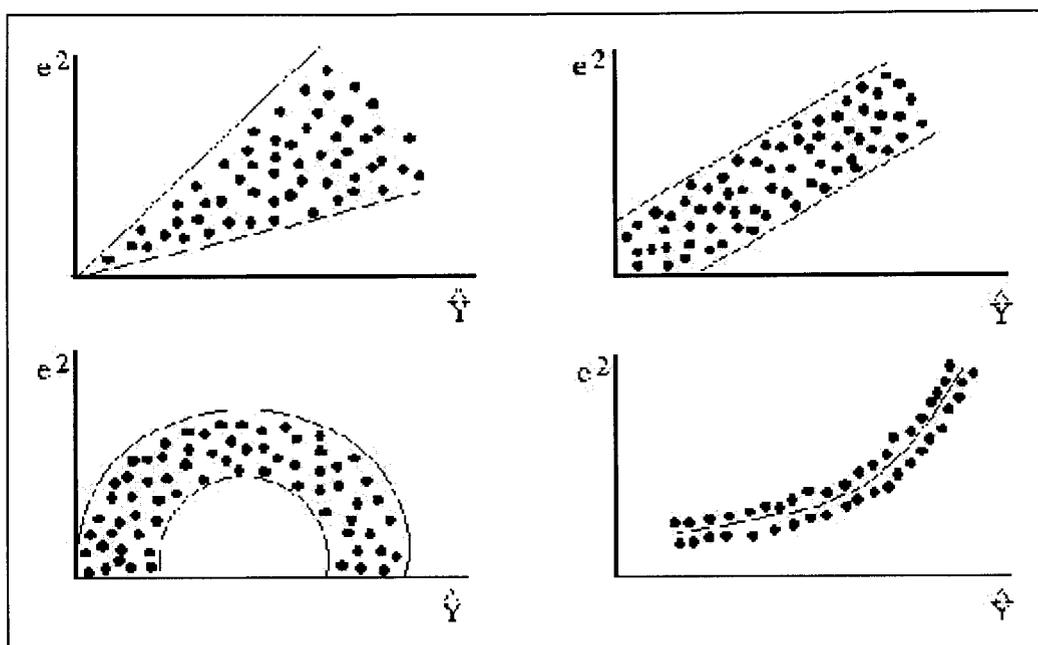


Figura 4: Gráfico de dispersión de residuos con presencia de Heterocedasticidad. (Gujarati, 1992).

c.- Supuesto de No-Autocorrelación.

La autocorrelación es definida por Gujarati (1992), como la correlación existente entre los miembros de una serie de observaciones ordenadas en el tiempo o en el espacio. Un supuesto importante del modelo lineal clásico es que no existe autocorrelación o relación serial entre las perturbaciones que entran en la función de regresión poblacional. Dicho de otra forma, el supuesto de no autocorrelación busca probar que las muestras son independientes y no están relacionadas en función de alguna variable.

Para detectar la presencia o ausencia de autocorrelación en este estudio, se utilizó el estadístico de Durbin-Watson. A manera de análisis gráfico se utilizó el gráfico de autocorrelación estimada para residuos, es decir, la gráfica de residuos v/s tiempo.

(i).- Estadístico de Durbin – Watson

La prueba más conocida para detectar correlación serial es la desarrollada por los estadísticos Durbin y Watson, el cual se basa en la razón entre las sumas de las diferencias al cuadrado de residuos sucesivos. Dicho estadístico determina el valor de las correlaciones seriales entre las observaciones.

En las reglas de decisión del método de Durbin-Watson, se generan tres zonas: una zona de rechazo de la hipótesis nula, una zona de aceptación de la hipótesis nula y una zona de indiferencia en donde el método no puede concluir si existe autocorrelación. Para este estudio, el valor d fue estimado automáticamente utilizando el programa Statgraphics Plus. Las reglas de decisión de este estadístico se entregan en el anexo V.

(ii).- Gráfico de residuos v/s tiempo.

Jordán (2002), señala que esta prueba gráfica se basa en el análisis de una serie de tiempo por medio de una gráfica entre los residuos obtenidos del ajuste de un modelo y el tiempo. La figura 5 muestra que existe un intervalo de confianza representado por una línea punteada, donde el número de frecuencias de los residuos, está dado por "I" intervalos ($I=24$). La existencia de una o más frecuencias fuera del intervalo, indica la presencia de autocorrelación; por otra parte, si ninguna de las frecuencias está fuera del intervalo, significa que no existe autocorrelación serial en el modelo.

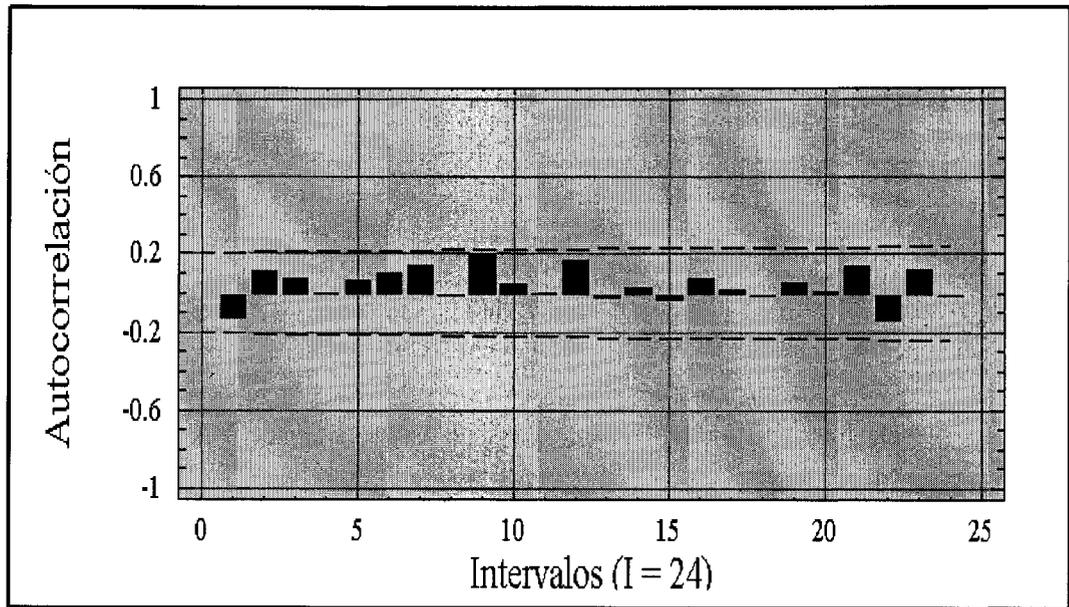


Figura 5: Gráfico de no presencia de autocorrelación serial. (Jordán, 2002)

5.1.8.1.2.- Medidas de bondad de ajuste del modelo.

a.- Coeficiente de Determinación R^2 .

Como ya se mencionó en el punto 5.1.5.1, el Coeficiente de Determinación R^2 es un estadístico que indica la proporción de la variación de los datos reales que es explicada por el modelo de regresión seleccionado.

b.- Prueba U de Mann-Whitney.

Tobar (2000), señala que la prueba U de Mann-Whitney permite señalar si existe diferencia significativa entre dos series de datos (Modelo real v/s modelo estimado). Por otra parte, Canavos, citado por Abarza (2001), plantea que esta prueba permite determinar si las muestras independientes fueron extraídas de la misma población (o de poblaciones diferentes que poseen la misma distribución).

Jordán (2002), señala que la prueba U de Mann-Whitney permite determinar si existen diferencias entre las poblaciones comparadas. Por otra parte, Taucher (1997), dice que el test U de Mann-Whitney es útil para analizar diferencias entre dos grupos independientes en que las medidas están en escala ordinal.

Mendenhall y Sincich (1997), definen la U de Mann-Whitney como:

$$UA = \left[n1 \times n2 + n1 \times \frac{(n1 + 1)}{2} - WA \right]$$

$$UB = \left[n1 \times n2 + n2 \times \frac{(n2 + 1)}{2} - WB \right]$$

En donde:

$n1$	=	Número de observaciones en la muestra A.
$n2$	=	Número de observaciones en la muestra B.
$UA + UB$	=	$n1 \times n2$
WA	=	La suma de los rangos para la muestra A.
WB	=	La suma de los rangos para la muestra B.

En el presente estudio se aplicará la prueba U de Mann-Whitney para muestras grandes ($n > 10$), la cual se explica en detalle en el anexo VI. La hipótesis nula que se desea probar es la siguiente:

Hipótesis nula: Ho: Las distribuciones de frecuencias relativas de las poblaciones A y B son idénticas.

La Hipótesis alternativa es la siguiente:

Hipótesis alternativa: Ha: Las distribuciones de frecuencias relativas de las poblaciones, están desfasadas con respecto a sus ubicaciones relativas.

En otras palabras, se busca probar como hipótesis nula que tanto los valores del modelo ajustado de Aparicio como los del modelo gráfico adimensional, provienen de muestras independientes extraídas de la misma población.

Como estadístico de prueba se utiliza el valor U, que es el valor más pequeño entre UA y UB.

5.1.9. - Presentación de Resultados.

En esta etapa se exponen en forma gráfica las Curvas IDF obtenidas para cada estación pluviográfica y además, se entregan los valores de las tablas de uso práctico.

También se entregan los valores de prueba de bondad de ajuste del test de Kolmogorov – Smirnov, y del coeficiente de determinación R^2 . De igual modo se entregarán los valores de la función de distribución de probabilidad de valor extremo (función de Gumbel). Asimismo, se muestran las funciones matemáticas que representan a cada estación pluviográfica, cada una con su correspondiente análisis estadístico (supuestos de regresión, los valores del Coeficiente de Determinación R^2 y la Prueba U de Mann-Whitney)

5.1.10.- Análisis de resultados.

Una vez obtenidas las curvas IDF fue posible analizar el comportamiento de dichas curvas y apreciar los patrones de comportamiento de las precipitaciones en la Región Metropolitana.

Por otra parte, fue posible analizar la metodología utilizada en este estudio y dejar de manifiesto la factibilidad de usar, al menos en la zona central de Chile, el método gráfico propuesto por Témez y el método analítico propuesto por Aparicio para el estudio y comprensión de la relación entre la intensidad, la duración y la frecuencia de las precipitaciones.

5.1.11.- Conclusiones y Recomendaciones.

En la última etapa de este estudio se entregan una serie de conclusiones y recomendaciones que permitirán aprovechar de mejor manera la información aportada por el estudio realizado.

5.2. - Materiales y Equipos.

En el presente estudio se utilizaron los siguientes materiales y equipos:

- Bandas pluviográficas de las cinco estaciones seleccionadas para un mínimo de 17 años, las cuales fueron facilitadas por la Dirección General de Aguas (DGA) Regional Metropolitana.
- Lupa, de gran utilidad para extraer las intensidades para cortas duraciones desde las bandas pluviográficas.
- Cartografía de la zona en estudio I.G.M.. escala 1:350.000
- Equipos computacionales (PC e impresoras).
- Programas computacionales tales como Microsoft Excel 2000, Microsoft Word 2000 y Statgraphics Plus V. 1.4 para la elaboración de planillas de cálculo, análisis estadísticos y redacción del estudio.

6.- PRESENTACIÓN DE RESULTADOS.

6.1- Alturas máximas de precipitación.

Los datos correspondientes a alturas máximas de precipitación fueron extraídos directamente de las bandas pluviográficas de las cinco estaciones seleccionadas para este estudio, bandas facilitadas por la Dirección General de Aguas (D.G.A.), Regional Metropolitana.

Para las estaciones Melipilla, Pirque y Cerro Calán se presentan los datos equivalentes a 17 años de estadística. En el caso de Melipilla y Pirque, estos 17 años corresponden al período que va desde los años 1984 al 2000, mientras que para la estación de Cerro Calán, corresponden al período desde el año 1983 al 2000, exceptuando el año 1990, debido a que no se encontraban los registros pluviográficos para dicho año.

Por otra parte, para la estación Los Panguiles se entregan los datos para 15 años de estadística correspondientes al período de años 1985 y 2000, exceptuando el año 1998, debido a que por inconvenientes del pluviógrafo, no fue posible obtener un buen registro de alturas de precipitación en las bandas pluviográficas correspondientes a dicho año. Mientras tanto, para la estación Embalse Rungue se entregan los datos de alturas de precipitación para una registro estadístico de 16 años, correspondientes al período 1984 y 2000, exceptuando el año 1985, debido a la falta de información en algunos meses del año, lo que hacía que dichos registros fueran poco confiables.

Los valores de alturas máximas de precipitación para cada estación y para los años anteriormente detallados se entregan en las tablas 1; 2; 3; 4 y 5.

Tabla 1: Alturas máximas de precipitación para cada duración. Estación Cerro Calán.

Años	Alturas de precipitación (mm)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1983	9,1	15,6	28,3	33,3	36,8	37,3	43,9
1984	10,2	18,0	27,7	34,0	41,4	55,0	73,7
1985	7,1	9,8	14,8	21,3	21,7	23,3	24,2
1986	19,2	32,0	41,8	50,0	57,7	64,7	78,5
1987	15,3	24,7	31,7	43,3	51,3	68,5	88,6
1988	9,9	18,8	32,9	41,9	43,7	44,2	44,2
1989	11,9	17,1	27,5	31,1	38,3	52,6	53,5
1991	9,7	16,8	22,2	31,6	41,6	60,2	74,4
1992	10,9	18,0	29,6	38,8	50,4	67,2	80,2
1993	11,5	21,0	30,0	38,2	41,2	41,2	41,3
1994	6,7	10,1	18,0	23,2	27,0	31,6	32,2
1995	10,0	17,0	22,5	23,2	23,5	26,9	30,2
1996	8,2	12,6	18,6	21,5	24,9	31,0	36,0
1997	14,0	22,4	28,9	34,6	35,5	47,0	57,6
1998	8,7	14,5	21,1	28,5	31,8	36,7	37,0
1999	12,7	22,2	29,9	29,9	29,9	29,9	30,0
2000	15,5	28,8	51,1	58,6	67,2	86,9	123,8

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 2: Alturas máximas de precipitación para cada duración. Estación Melipilla.

Años	Alturas de precipitación (mm)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1984	10,0	13,2	22,4	29,2	30,6	42,4	70,1
1985	7,3	9,3	15,1	18,0	22,4	31,1	37,9
1986	15,0	22,4	29,4	34,2	39,9	43,6	79,9
1987	12,0	21,5	33,1	43,1	56,0	67,9	94,6
1988	4,5	7,8	13,5	16,8	18,7	25,0	34,1
1989	8,5	13,5	22,5	29,3	35,9	40,2	52,3
1990	4,8	6,8	12,3	17,4	21,2	23,2	30,2
1991	8,9	17,2	31,6	39,1	42,1	62,2	80,9
1992	7,6	12,6	17,4	25,6	32,2	44,0	86,9
1993	4,3	6,2	9,5	11,6	13,9	19,0	24,7
1994	8,1	10,0	18,5	20,7	26,6	30,1	39,4
1995	7,1	11,8	19,9	26,2	30,2	32,0	45,6
1996	6,9	12,2	12,7	17,5	19,3	19,3	19,4
1997	7,7	9,6	14,0	18,4	18,6	18,7	19,9
1998	2,9	3,3	6,0	8,6	10,4	12,5	13,7
1999	9,8	16,0	20,4	23,5	23,8	29,3	29,5
2000	38,5	49,5	54,5	58,8	60,0	65,2	71,0

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 3: Alturas máximas de precipitación. Estación Pirque.

Años	Alturas de precipitación (mm/hr)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1984	10,0	17,1	23,9	25,8	32,0	40,8	54,2
1985	6,3	10,5	18,3	18,0	16,8	18,0	20,8
1986	11,6	16,7	28,5	36,6	41,6	58,2	83,7
1987	9,2	12,5	23,6	30,3	36,8	52,5	96,0
1988	4,8	8,9	15,7	22,8	28,8	36,0	59,5
1989	6,8	12,8	24,5	30,9	37,4	41,8	57,1
1990	6,5	10,1	16,5	19,9	24,8	32,9	43,4
1991	11,7	16,6	24,4	26,5	27,6	38,4	55,7
1992	9,5	16,9	26,3	35,6	44,8	61,8	81,0
1993	11,6	16,2	21,2	27,9	33,6	45,0	55,0
1994	7,7	12,2	19,8	25,2	26,4	48,8	63,1
1995	9,3	12,1	18,8	24,0	26,4	29,1	29,5
1996	15,2	17,1	17,3	19,2	17,6	19,0	26,8
1997	7,2	13,6	19,1	19,0	21,5	29,3	31,2
1998	8,3	11,2	17,2	19,8	19,6	24,0	24,3
1999	11,2	17,3	27,3	29,6	29,2	31,1	35,5
2000	14,2	23,4	38,8	54,0	65,6	87,3	126,0

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 4: Alturas máximas de precipitación para cada duración. Estación Rungue.

Años	Alturas de precipitación (mm)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1984	9,7	15,7	29,4	42,0	49,5	73,6	111,6
1986	9,5	18,2	24,3	32,6	36,2	56,5	82,1
1987	9,5	18,1	26,5	27,0	36,2	46,6	80,6
1988	9,0	10,2	17,3	20,3	21,5	25,0	25,0
1989	6,4	12,2	23,6	33,6	41,7	45,7	61,9
1990	17,0	20,0	20,1	20,4	20,1	20,2	20,2
1991	11,2	22,0	36,3	41,4	45,6	53,0	66,0
1992	9,6	17,4	33,2	46,8	62,2	78,0	88,8
1993	9,8	16,0	20,3	27,3	27,5	28,0	28,3
1994	8,1	10,8	20,0	23,5	28,0	34,8	49,2
1995	4,7	7,4	14,0	17,5	22,0	32,5	41,5
1996	7,0	11,5	17,0	21,9	30,1	41,8	56,4
1997	12,0	18,4	28,5	30,1	36,0	38,8	62,9
1998	13,0	15,6	16,0	16,3	19,6	19,6	19,7
1999	5,7	10,0	14,5	15,4	15,6	18,0	18,0
2000	9,5	17,6	30,8	42,0	42,0	57,0	90,0

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 5: Alturas máximas de precipitación para cada duración. Estación Los Panguiles.

Años	Alturas de precipitación (mm)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1985	7,1	10,9	17,1	21,9	23,1	25,6	26,2
1986	11,5	21,8	29,7	33,8	37,6	44,8	61,9
1987	13,2	22,9	42,2	58,6	73,6	99,2	115,2
1988	7,0	11,0	14,8	19,3	24,4	28,6	40,3
1989	9,8	11,4	12,2	12,8	13,7	19,2	19,2
1990	2,7	4,5	8,0	11,4	10,6	11,8	11,8
1991	6,8	10,1	18,2	25,1	32,0	45,8	56,4
1992	10,9	18,0	33,2	43,7	45,5	56,0	67,2
1993	11,3	18,3	23,4	31,0	31,8	34,1	43,7
1994	8,2	8,8	14,3	14,8	18,0	20,9	28,6
1995	5,4	10,0	17,6	22,6	27,0	34,6	44,9
1996	4,0	7,8	12,7	13,8	18,0	22,8	24,5
1997	7,2	8,9	11,8	12,6	13,4	17,6	19,2
1999	9,5	16,6	24,7	25,5	27,9	32,4	54,5
2000	14,8	27,0	44,5	60,2	79,2	105,7	144,7

Fuente: Elaboración propia.

6.2- Intensidades máximas de precipitación.

A partir de la información de alturas máximas de precipitación de cada estación y aplicando la metodología propuesta por Témez (1978), se procedió a determinar las intensidades máximas para cada duración. Los valores de intensidades máximas se obtuvieron dividiendo cada altura máxima por su duración en horas, quedando expresadas en mm/hr. Dichos valores se entregan en las tablas 6; 7; 8; 9 y 10. Además se determinó la desviación estándar y la media para cada estación y cada duración.

TABLA 6: Intensidades máximas horarias anuales de precipitación Estación Cerro Calán.

Años	Intensidades de precipitación (mm/hr)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1983	9,10	7,80	7,08	5,55	4,60	3,11	1,83
1984	10,20	9,00	6,93	5,67	5,18	4,58	3,07
1985	7,10	4,90	3,70	3,55	2,71	1,94	1,01
1986	19,20	16,00	10,45	8,33	7,21	5,39	3,27
1987	15,30	12,35	7,93	7,22	6,41	5,71	3,69
1988	9,90	9,40	8,23	6,98	5,46	3,68	1,84
1989	11,90	8,55	6,88	5,18	4,79	4,38	2,23
1991	9,70	8,40	5,55	5,27	5,20	5,02	3,10
1992	10,90	9,00	7,40	6,46	6,30	5,60	3,34
1993	11,50	10,50	7,50	6,37	5,15	3,43	1,72
1994	6,70	5,05	4,50	3,87	3,38	2,63	1,34
1995	10,00	8,50	5,63	3,87	2,94	2,24	1,26
1996	8,20	6,30	4,65	3,58	3,11	2,58	1,50
1997	14,00	11,20	7,23	5,77	4,44	3,92	2,40
1998	8,70	7,25	5,28	4,75	3,98	3,06	1,54
1999	12,70	11,10	7,48	4,98	3,74	2,49	1,25
2000	15,50	14,40	12,78	9,77	8,40	7,24	5,16
X	11,21	9,39	7,01	5,72	4,88	3,94	2,33
S	3,29	2,99	2,21	1,70	1,56	1,48	1,12

Fuente: Elaboración propia.

Donde:

X = Media aritmética.

S = Desviación Estándar.

TABLA 7: Intensidades máximas horarias anuales de precipitación. Estación Melipilla.

Años	Intensidades de precipitación (mm/hr)						
	Duraciones (mm/hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1984	10,00	6,60	5,60	4,87	3,83	3,53	2,92
1985	7,30	4,65	3,78	3,00	2,80	2,59	1,58
1986	15,00	11,20	7,35	5,70	4,99	3,63	3,33
1987	12,00	10,75	8,28	7,18	7,00	5,66	3,94
1988	4,50	3,90	3,38	2,80	2,34	2,08	1,42
1989	8,50	6,75	5,63	4,88	4,49	3,35	2,18
1990	4,80	3,40	3,08	2,90	2,65	1,93	1,26
1991	8,90	8,60	7,90	6,52	5,26	5,18	3,37
1992	7,60	6,30	4,35	4,27	4,03	3,67	3,62
1993	4,30	3,10	2,38	1,93	1,74	1,58	1,03
1994	8,10	5,00	4,63	3,45	3,33	2,51	1,64
1995	7,10	5,90	4,98	4,37	3,78	2,67	1,90
1996	6,90	6,10	3,18	2,92	2,41	1,61	0,81
1997	7,70	4,80	3,50	3,07	2,33	1,56	0,83
1998	2,90	1,65	1,50	1,43	1,30	1,04	0,57
1999	9,80	8,00	5,10	3,92	2,98	2,44	1,23
2000	38,50	24,75	13,63	9,80	7,50	5,43	2,96
X	9,64	7,14	5,19	4,29	3,69	2,97	2,03
S	8,00	5,20	2,88	2,09	1,73	1,41	1,10

Fuente: Elaboración propia.

Donde:

X = Media aritmética

S = Desviación estándar.

TABLA 8: Intensidades máximas horarias anuales de precipitación Estación Pirque.

Años	Intensidades de precipitación (mm/hr)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1984	10,00	8,55	5,98	4,30	4,00	3,40	2,26
1985	6,30	5,25	4,58	3,00	2,10	1,50	0,87
1986	11,60	8,35	7,13	6,10	5,20	4,85	3,49
1987	9,20	6,25	5,90	5,05	4,60	4,37	4,00
1988	4,80	4,45	3,93	3,80	3,60	3,00	2,48
1989	6,80	6,40	6,13	5,15	4,67	3,48	2,38
1990	6,50	5,05	4,13	3,32	3,10	2,74	1,81
1991	11,70	8,30	6,10	4,40	3,45	3,20	2,32
1992	9,50	8,45	6,58	5,94	5,60	5,15	3,38
1993	11,60	8,10	5,30	4,66	4,20	3,75	2,29
1994	7,70	6,10	4,95	4,20	3,30	4,07	2,63
1995	9,30	6,05	4,70	4,00	3,30	2,43	1,23
1996	15,20	8,55	4,33	3,20	2,20	1,58	1,12
1997	7,20	6,80	4,78	3,17	2,69	2,44	1,30
1998	8,30	5,60	4,30	3,30	2,45	2,00	1,01
1999	11,20	8,65	6,83	4,93	3,65	2,59	1,48
2000	14,20	11,70	9,70	9,00	8,20	7,28	5,25
X	9,48	7,21	5,61	4,56	3,90	3,40	2,31
S	2,85	1,83	1,45	1,48	1,49	1,45	1,19

Fuente: Elaboración propia.

Donde:

X = Media aritmética.

S = Desviación Estándar.

TABLA 9: Intensidades máximas horarias anuales de precipitación. Estación Rungue.

Años	Intensidades de precipitación (mm/hr)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1984	9,70	7,85	7,35	7,00	6,19	6,13	4,65
1986	9,50	9,10	6,08	5,43	4,53	4,71	3,42
1987	9,50	9,05	6,63	4,50	4,53	3,88	3,36
1988	9,00	5,10	4,33	3,39	2,69	2,08	1,04
1989	6,40	6,10	5,90	5,60	5,21	3,81	2,58
1990	17,00	10,00	5,03	3,40	2,51	1,68	0,84
1991	11,20	11,00	9,08	6,90	5,70	4,42	2,75
1992	9,60	8,70	8,30	7,80	7,77	6,50	3,70
1993	9,80	8,00	5,08	4,55	3,44	2,33	1,18
1994	8,10	5,40	5,00	3,92	3,50	2,90	2,05
1995	4,70	3,70	3,50	2,91	2,75	2,71	1,73
1996	7,00	5,75	4,25	3,65	3,76	3,48	2,35
1997	12,00	9,20	7,13	5,02	4,50	3,23	2,62
1998	13,00	7,80	4,00	2,71	2,45	1,63	0,82
1999	5,70	5,00	3,63	2,57	1,95	1,50	0,75
2000	9,50	8,80	7,70	7,00	5,25	4,75	3,75
X	9,48	7,53	5,81	4,77	4,17	3,48	2,35
S	2,98	2,09	1,73	1,70	1,59	1,53	1,22

Fuente: Elaboración propia.

Donde:

X = Media aritmética.

S = Desviación estándar.

TABLA 10: Intensidades máximas horarias anuales de precipitación. Estación Los Panguiles.

Años	Intensidades de precipitación (mm/hr)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1985	7,10	5,45	4,28	3,65	2,89	2,13	1,09
1986	11,50	10,90	7,43	5,63	4,70	3,73	2,58
1987	13,20	11,45	10,55	9,77	9,20	8,27	4,80
1988	7,00	5,50	3,70	3,22	3,05	2,38	1,68
1989	9,80	5,70	3,05	2,13	1,71	1,60	0,80
1990	2,70	2,25	2,00	1,90	1,33	0,98	0,49
1991	6,80	5,05	4,55	4,18	4,00	3,82	2,35
1992	10,90	9,00	8,30	7,28	5,69	4,67	2,80
1993	11,30	9,15	5,85	5,17	3,98	2,84	1,82
1994	8,20	4,40	3,58	2,47	2,25	1,74	1,19
1995	5,40	5,00	4,40	3,77	3,38	2,88	1,87
1996	4,00	3,90	3,18	2,30	2,25	1,90	1,02
1997	7,20	4,45	2,95	2,10	1,68	1,47	0,80
1999	9,50	,8,3	6,18	4,25	3,49	2,70	2,27
2000	14,80	13,50	11,13	10,03	9,90	8,81	6,03
X	8,63	6,93	5,41	4,52	3,97	3,33	2,11
S	3,37	3,24	2,8	2,65	2,56	2,34	1,53

Fuente: Elaboración propia.

Donde:

X = Media aritmética.

S = Desviación estándar.

6.3.- Ajuste de los datos a la función de distribución de probabilidad de Gumbel.

Una vez determinadas las intensidades máximas, se procedió a ajustar los valores de intensidad de precipitación a la función de distribución de probabilidad de Gumbel, la cual es una función de ajuste para valores extremos. Los parámetros de la función de Gumbel para cada estación y duración se entregan en las tablas 11 y 12.

TABLA 11: Estimación de los parámetros de la Función de Gumbel para distintas duraciones. Estaciones Cerro Calán, Melipilla y Pirque.

Estación	Cerro Calán		Melipilla		Pirque	
	μ	σ	μ	σ	μ	σ
1	9,731	0,390	6,043	0,160	8,193	0,450
2	8,047	0,428	4,802	0,246	6,387	0,700
4	6,018	0,581	3,900	0,446	4,956	0,884
6	4,951	0,755	3,352	0,613	3,893	0,865
8	4,180	0,821	2,914	0,742	3,229	0,859
12	3,276	0,867	2,335	0,912	2,748	0,883
24	1,822	1,144	1,539	1,165	1,778	1,082

TABLA 12: Estimación de los parámetros de la Función de Gumbel para distintas duraciones. Estaciones Embalse Rungue y Los Panguiles.

Estación	Embalse Rungue		Los Panguiles	
	μ	σ	μ	σ
1	8,140	0,430	7,109	0,380
2	6,592	0,612	5,475	0,396
4	5,031	0,740	4,148	0,458
6	4,007	0,755	3,333	0,485
8	3,454	0,806	2,814	0,501
12	2,794	0,836	2,277	0,549
24	1,801	1,053	1,417	0,837

6.4.- Determinación de las pruebas de bondad de ajuste.

Posteriormente al ajuste de los datos mediante la función de Gumbel, se procedió a aplicar las pruebas de Kolmogorov-Smirnov y el Coeficiente de Determinación R^2 para validar dicho ajuste. Los valores obtenidos en dichas pruebas de bondad se entregan en las tablas 13; 14; 15 y 16.

TABLA 13: Determinación del nivel de ajuste del test Kolmogorov-Smirnov para las estaciones Cerro Calán, Melipilla y Pirque.

Estación	Cerro Calán Dt = 0,318		Melipilla Dt = 0,318		Pirque Dt = 0,318	
	Dc (*)	Ajuste	Dc (*)	Ajuste	Dc (*)	Ajuste
1	0,065	A	0,189	A	0,103	A
2	0,090	A	0,128	A	0,184	A
4	0,157	A	0,092	A	0,092	A
6	0,118	A	0,084	A	0,084	A
8	0,082	A	0,064	A	0,057	A
12	0,104	A	0,095	A	0,051	A
24	0,124	A	0,152	A	0,174	A

A : Es aceptado el modelo.

Dc (*): Estadístico de Kolmogorov-Smirnov calculado.

Dt : Valor de tabla.

Tabla 14: Determinación del nivel de ajuste del test Kolmogorov-Smirnov para las estaciones Embalse Rungue y Los Panguiles.

Estación	Embalse Rungue Dt = 0,328		Los Panguiles Dt = 0,338	
Duración	Dc (*)	Ajuste	Dc (*)	Ajuste
1	0,161	A	0,106	A
2	0,196	A	0,128	A
4	0,107	A	0,127	A
6	0,129	A	0,094	A
8	0,123	A	0,112	A
12	0,097	A	0,137	A
24	0,148	A	0,082	A

A : Es aceptado el modelo.

Dc (*): Estadístico de Kolmogorov-Smirnov calculado.

Dt : Valor de tabla.

TABLA 15: Determinación del Coeficiente de Determinación R^2 para las estaciones Cerro Calán, Melipilla y Pirque.

Estación	Cerro Calán	Melipilla	Pirque
Duración	R^2	R^2	R^2
1	0,986	0,826	0,962
2	0,973	0,931	0,918
4	0,944	0,979	0,973
6	0,975	0,979	0,982
8	0,969	0,984	0,988
12	0,963	0,969	0,993
24	0,952	0,938	0,964

TABLA 16: Determinación del Coeficiente de Determinación R^2 para las estaciones Embalse Rungue y Los Panguiles.

Estación	Embalse Rungue	Los Panguiles
Duración	R^2	R^2
1	0,923	0,949
2	0,850	0,923
4	0,944	0,954
6	0,951	0,958
8	0,954	0,959
12	0,966	0,936
24	0,908	0,965

6.5.- Diseño de las Curvas IDF para cada una de las estaciones seleccionadas.

Una vez que se validó el ajuste de los datos a la función de Gumbel, se procedió a graficar la Intensidad de las precipitaciones v/s las distintas duraciones; ésto se hizo para cada uno de los períodos de retorno seleccionados.

Se hace necesario destacar que las curvas finalmente obtenidas fueron producto de varios muestreos, los cuales se realizaron para obtener curvas lo más cercanas posible al modelo teórico propuesto por Témez (1978), en donde a duraciones más cortas, existe una mayor probabilidad de encontrar intensidades mayores.

La familia de curvas generadas para cada estación se entrega en los gráficos 1; 2; 3; 4 y 5.

Gráfico 1: Curvas IDF Melipilla.

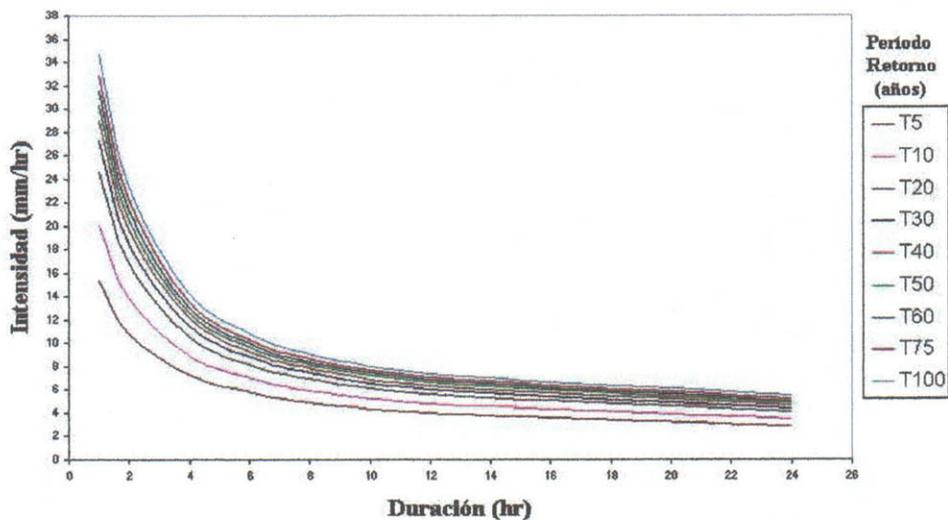


Gráfico 2: Curvas IDF Pirque.

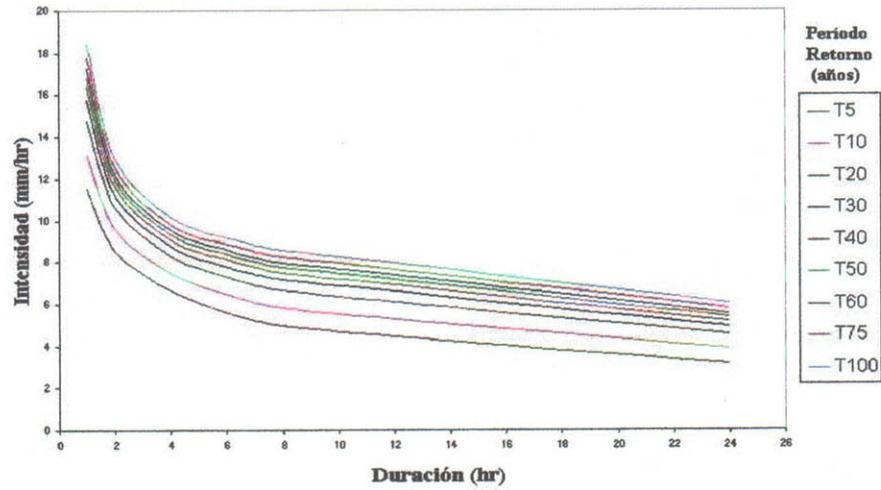


Gráfico 3: Curvas IDF Cerro Calán.

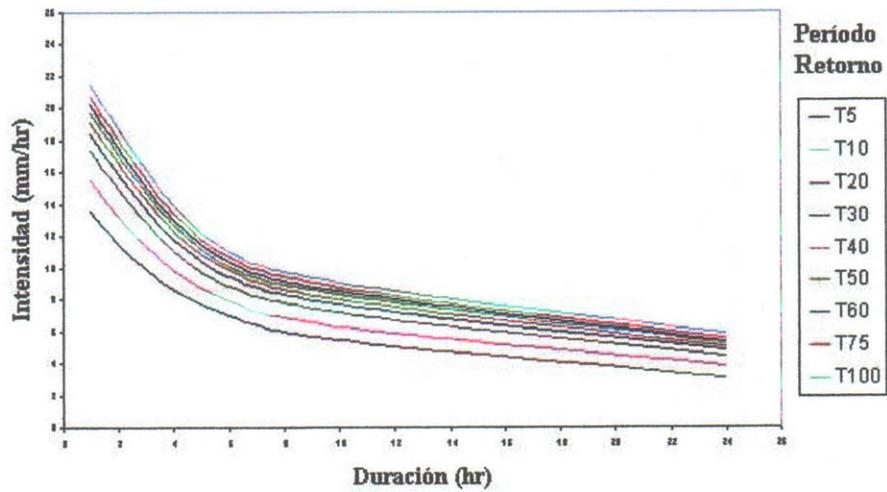


Gráfico 4: Curvas IDF Estación Los Panguiles.

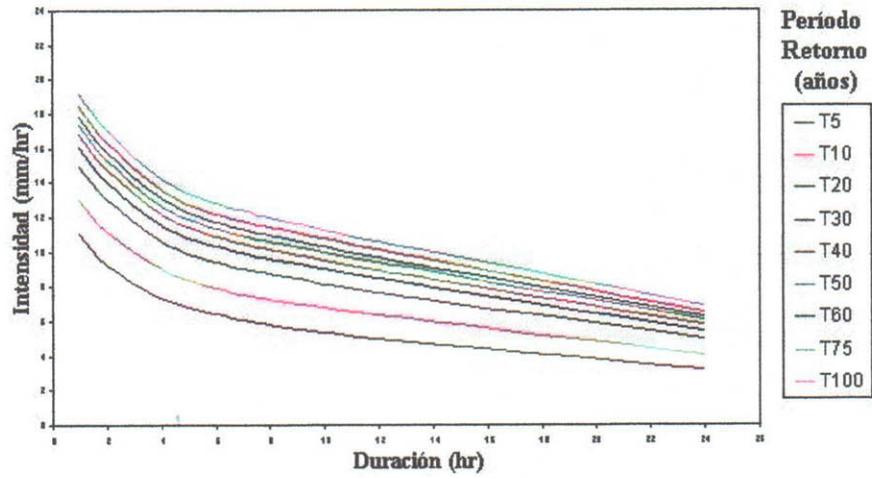
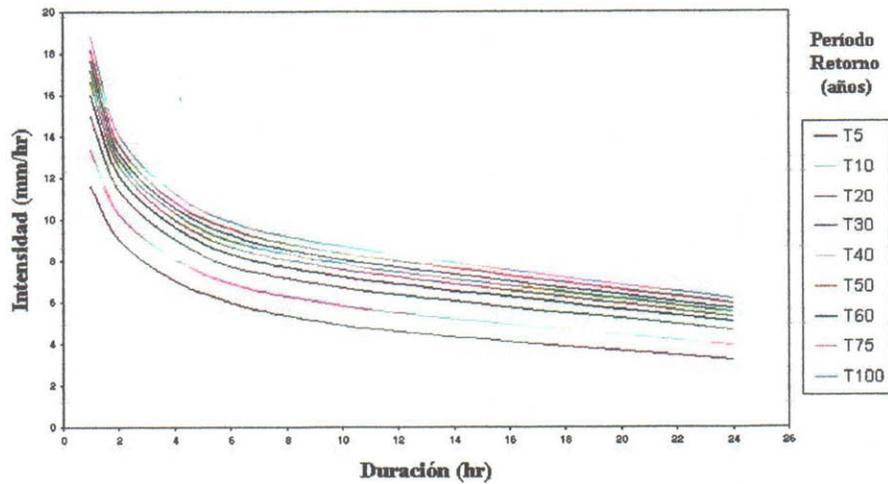


Gráfico 5: Curvas IDF Embalse Rungue.



6.6.- Determinación de tablas de uso práctico.

Las siguientes tablas de uso práctico, tienen por finalidad facilitar el uso de la información, entregando las intensidades de precipitación asociadas a los distintos períodos de retorno. (Tablas 17; 18; 19; 20 y 21)

Además, en las Tablas 22; 23; 24; 25 y 26 se entregan los valores del parámetro k calculado para cada estación, el cual relaciona la intensidad horaria con la intensidad de precipitación en 24 horas para cada período de retorno. Esta relación hace posible extrapolar los valores de intensidades máximas esperables a estaciones de la Región Metropolitana que carezcan de registros pluviográficos y que solo cuentan con registros pluviométricos que indican la altura de precipitación en 24 horas. La aplicación es simple; basta con multiplicar el valor de intensidad máxima de 24 horas de una estación pluviométrica, por el factor k asociado a una determinada duración y un período de retorno seleccionado.

TABLA 17: Intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno. Estación Melipilla

duración (horas)	Período de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	15,39	20,07	24,56	27,21	28,96	30,37	31,50	32,93	34,72
2	10,89	13,93	16,85	18,58	19,72	20,64	21,38	22,31	23,47
4	7,26	8,94	10,56	11,51	12,14	12,65	13,06	13,57	14,21
6	5,80	7,03	8,20	8,89	9,35	9,72	10,02	10,39	10,86
8	4,93	5,94	6,91	7,49	7,87	8,17	8,41	8,72	9,11
12	3,98	4,80	5,59	6,06	6,37	6,61	6,81	7,06	7,38
24	2,83	3,47	4,09	4,45	4,69	4,89	5,04	5,24	5,49

TABLA 18: Intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno. Estación Cerro Calán.

duración (horas)	Período de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	13,58	15,50	17,35	18,44	19,16	19,74	20,21	20,79	21,53
2	11,55	13,30	14,98	15,97	16,63	17,16	17,58	18,11	18,78
4	8,60	9,89	11,13	11,86	12,35	12,74	13,05	13,44	13,94
6	6,94	7,93	8,89	9,45	9,82	10,12	10,36	10,66	11,04
8	6,01	6,92	7,80	8,31	8,66	8,93	9,15	9,43	9,78
12	5,01	5,87	6,70	7,19	7,51	7,78	7,98	8,24	8,58
24	3,13	3,79	4,42	4,79	5,04	5,23	5,39	5,59	5,84

TABLA 19: Intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno. Estación Pirque.

duración (horas)	Período de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	11,53	13,20	14,80	15,74	16,37	16,87	17,27	17,78	18,42
2	8,53	9,60	10,63	11,24	11,64	11,96	12,22	12,55	12,96
4	6,65	7,50	8,32	8,80	9,11	9,37	9,58	9,83	10,16
6	5,63	6,49	7,33	7,82	8,14	8,40	8,61	8,88	9,21
8	4,97	5,85	6,69	7,18	7,51	7,77	7,98	8,25	8,58
12	4,45	5,30	6,11	6,59	6,91	7,17	7,37	7,63	7,96
24	3,16	3,86	4,52	4,92	5,18	5,38	5,55	5,76	6,03

TABLA 20: Intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno. Estación Embalse Rungue.

duración (horas)	Período de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	11,63	13,37	15,04	16,03	16,68	17,21	17,63	18,17	18,83
2	9,04	10,27	11,44	12,14	12,60	12,97	13,26	13,64	14,11
4	7,06	8,07	9,05	9,62	10,00	10,31	10,56	10,86	11,25
6	5,99	6,90	7,76	8,33	8,70	9,00	9,24	9,54	9,92
8	5,32	6,25	7,14	7,67	8,02	8,30	8,52	8,81	9,16
12	4,59	5,48	6,35	6,85	7,19	7,46	7,68	7,95	8,29
24	3,23	3,94	4,62	5,03	5,29	5,51	5,68	5,90	6,17

TABLA 21: Intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno. Estación Los Panguiles.

duración (horas)	Período de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	11,04	13,02	14,91	16,03	16,77	17,36	17,84	18,44	19,20
2	9,27	11,16	12,98	14,05	14,76	15,34	15,8	16,37	17,1
4	7,42	9,06	10,64	11,56	12,18	12,67	13,07	13,57	14,2
6	6,43	7,97	9,46	10,33	10,91	11,38	11,76	12,23	12,82
8	5,81	7,31	8,74	9,59	10,15	10,61	10,97	11,43	12,00
12	5,01	6,37	7,68	8,46	8,97	9,38	9,71	10,13	10,65
24	3,21	4,1	4,96	5,47	5,81	6,08	6,29	6,57	6,91

TABLA 22: Determinación del parámetro k para distintos períodos de retorno. Estación Cerro Calán.

duración (horas)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	4,34	4,09	3,93	3,85	3,80	3,77	3,75	3,72	3,69
2	3,69	3,51	3,39	3,33	3,30	3,28	3,26	3,24	3,22
4	2,75	2,61	2,52	2,48	2,45	2,44	2,42	2,40	2,39
6	2,22	2,09	2,01	1,97	1,95	1,93	1,92	1,91	1,89
8	1,92	1,83	1,76	1,73	1,72	1,71	1,70	1,69	1,67
12	1,60	1,55	1,52	1,50	1,49	1,49	1,48	1,47	1,47
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

TABLA 23: Determinación del parámetro k para distintos períodos de retorno. Estación Melipilla.

duración (horas)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	5,44	5,78	6,00	6,11	6,17	6,21	6,25	6,28	6,32
2	3,85	4,01	4,12	4,18	4,20	4,22	4,24	4,26	4,28
4	2,57	2,58	2,58	2,59	2,59	2,59	2,59	2,59	2,59
6	2,05	2,03	2,00	2,00	1,99	1,99	1,99	1,98	1,98
8	1,74	1,71	1,69	1,68	1,68	1,67	1,67	1,66	1,66
12	1,41	1,38	1,37	1,36	1,36	1,35	1,35	1,35	1,34
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

TABLA 24: Determinación del parámetro k para distintos períodos de retorno. Estación Pirque.

duración (horas)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	3,65	3,42	3,27	3,20	3,16	3,14	3,11	3,09	3,05
2	2,70	2,49	2,35	2,28	2,25	2,22	2,20	2,18	2,15
4	2,10	1,94	1,84	1,79	1,76	1,74	1,73	1,71	1,68
6	1,78	1,68	1,62	1,59	1,57	1,56	1,55	1,54	1,53
8	1,57	1,52	1,48	1,46	1,45	1,44	1,44	1,43	1,42
12	1,41	1,37	1,35	1,34	1,33	1,33	1,33	1,32	1,32
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

TABLA 25: Determinación del parámetro k para distintos períodos de retorno. Estación Embalse Rungue.

duración (horas)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	3,60	3,39	3,26	3,19	3,15	3,12	3,10	3,08	3,05
2	2,80	2,61	2,48	2,41	2,38	2,35	2,33	2,31	2,29
4	2,19	2,05	1,96	1,91	1,89	1,87	1,86	1,84	1,82
6	1,85	1,75	1,68	1,66	1,64	1,63	1,63	1,62	1,61
8	1,65	1,59	1,55	1,52	1,52	1,51	1,50	1,49	1,48
12	1,42	1,39	1,37	1,36	1,36	1,35	1,35	1,35	1,34
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

TABLA 26: Determinación del parámetro k para distintos períodos de retorno. Estación Los Panguiles.

duración (horas)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T = años)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	3,44	3,18	3,01	2,93	2,89	2,86	2,84	2,81	2,78
2	2,89	2,72	2,62	2,57	2,54	2,52	2,51	2,49	2,47
4	2,31	2,21	2,15	2,11	2,10	2,08	2,08	2,07	2,05
6	2,00	1,94	1,91	1,89	1,88	1,87	1,87	1,86	1,86
8	1,81	1,78	1,76	1,75	1,75	1,75	1,74	1,74	1,74
12	1,56	1,55	1,55	1,55	1,54	1,54	1,54	1,54	1,54
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

6.7.- Determinación de las expresiones matemáticas generales de las Curvas IDF y Análisis Estadísticos.

Una vez generadas las curvas IDF para cada una de las 5 estaciones, se determinaron, para cada estación, las expresiones matemáticas que representan el comportamiento de las precipitaciones en función de su intensidad, duración y frecuencia.

Lo anterior es posible utilizando la metodología sugerida por Aparicio (1997), con la cual es posible obtener una ecuación que represente las curvas IDF de una estación a través de un modelo de regresión lineal.

El modelo usado en este estudio es el siguiente:

$$I = \frac{kT^m}{d^n}$$

donde:

I	=	Intensidad de precipitación (mm/hr)
T	=	Período de retorno (años)
d	=	duración de la lluvia (minutos)

Posteriormente se aplica logaritmos al modelo propuesto, con la finalidad de obtener una expresión con la forma de un modelo de regresión lineal múltiple:

$$\log I = \log K + \log T - n \log D$$

o bien

$$y = a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2$$

Donde:

$$y = \log I \qquad a_0 = \log k$$

$$X_1 = \log T \qquad a_1 = m$$

$$X_2 = \log D \qquad a_2 = -n$$

6.7.1.- Modelo de Regresión lineal múltiple, Estación Melipilla.

A partir de la información de la tabla 17, la cual entrega las intensidades máximas de precipitación para distintas duraciones y distintos períodos de retorno, se pudo generar el siguiente modelo de regresión lineal múltiple:

$$Y = 2,11949 + 0,224343 X_1 - 0,583974 X_2$$

Tabla 27: Análisis de regresión Estación Melipilla

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	2,11949	0,0208218	101,792	0,0000
a1	0,224343	0,00747364	30,018	0,0000
a2	-0,583974	0,00693364	-84,2233	0,0000

Las dójimas de hipótesis para los coeficientes de la regresión lineal múltiple, es decir, pendiente e intercepto, son las siguientes:

- Dójima de hipótesis para las Pendientes

Ho : Pendiente = 0

Ha : Pendiente \neq 0

- Dójima de hipótesis para el Intercepto

Ho : Intercepto = 0

Ha : Intercepto > 0

El valor-p para la pendiente de la recta presenta un valor igual a cero (tabla 27), por lo que se rechaza la hipótesis nula debido a que el valor-p es inferior a $\alpha/2$. A partir de esto, es posible concluir que las variables presentan una relación lineal entre ellas. Por otra parte, se puede observar que el valor-p del intercepto es inferior a 0,05 por lo que se rechaza la hipótesis nula.

Tabla 28: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	4,53017	2	2,26508	3997,32	0,0000
Error	0,033999	60	0,00056665		
Total	4,56417	62			

Coefficiente de Determinación R^2	=	99,26 %
R^2 ajustado	=	99,23 %
Error Estándar de la Estimación	=	0,0238
Error Absoluto	=	0,01980
Estadístico Durbin-Watson	=	0,43073

En el análisis de varianza es posible verificar la tendencia lineal entre las variables. Además se observan los valores del estadístico Durbin–Watson y el coeficiente de determinación R^2 (ver apéndice I).

Como en todo modelo de regresión lineal, se hace necesario probar los supuestos básicos de regresión: normalidad, homocedasticidad y no autocorrelación. El análisis de estos supuestos para la estación Melipilla, se entrega en el apéndice I.

- Normalidad : Se cumple.
- Homocedasticidad : Se cumple.
- No-autocorrelación : No se cumple.

El supuesto de No-autocorrelación no se cumple para la estación pluviográfica, debido a que el modelo tiene una correlación serial de los residuos; ésto queda en evidencia por el valor del estadístico de Durbin & Watson ($d = 0,43073$).

Para corregir esta situación fue necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables sugerido por Abarza (2001), y así eliminar la autocorrelación de los residuos a través del método p basado en el estadístico Durbin y Watson, el cual consiste en cinco pasos explicados en el Anexo VII. Finalmente, el modelo transformado es el siguiente:

$$Y_t^* = 0,466594 + 0,221061X_{1t}^* - 0,598165X_{2t}^*$$

Donde:

Y_t^* = Variable dependiente transformada a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

X_{1t}^* , X_{2t}^* = Variables independientes transformadas a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

A pesar de la aplicación del método de corrección p , gráficamente aun se observan indicios de autocorrelación, por lo que fue necesario aplicar nuevamente dicho método correctivo. (ver apéndice I). El nuevo modelo es el siguiente:

$$Y_t^{**} = 0,347393 + 0,222759X_{1t}^{**} - 0,592488X_{2t}^{**}$$

Donde:

$Y_{t^{**}}$ = Variable dependiente transformada a través del método p , correspondiente a la segunda iteración.

$X_{1t^{**}}, X_{2t^{**}}$ = Variables independientes transformadas a través del método p , correspondiente a la segunda iteración.

Una vez que se ha obtenido el modelo transformado, es posible determinar los nuevos coeficientes de regresión del modelo original para el intercepto a_0 y las pendientes a_1 y a_2 . (Tabla 29).

Tabla 29: Coeficientes de Regresión para el modelo original.

	Parámetro	Fórmula	Valor
Segunda Iteración	$ao^{**} = 0,347393$	$ao^* = ao^{**}/(1-p)$	$ao^* = 0,462063$
	$a1^{**} = 0,222759$	$a1^* = a1^{**}$	$a1^* = 0,222759$
	$a2^{**} = -0,592488$	$a2^* = a2^{**}$	$a2^* = -0,592488$
	$p1 = 0,24817$	$p2 = 0,7846$	
Primera Iteración	$ao^* = 0,462063$	$ao = ao^*/(1-p)$	$ao = 2,145103$
	$a1^* = 0,221061$	$a1 = a1^*$	$a1 = 0,222759$
	$a2^* = -0,598165$	$a2 = a2^*$	$a2 = -0,592488$

Una vez que se ha realizado la transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos, el modelo original cumple con todos los supuestos de regresión.

El modelo final es el siguiente:

$$Y = 2,145103 + 0,222759 X_1 - 0,592488 X_2$$

Finalmente, reemplazando las variables en el modelo final y aplicando antilogaritmo, se obtiene una función matemática que permite estimar la Intensidad en función de la Duración y la Frecuencia de las precipitaciones para la estación pluviográfica Melipilla y sectores aledaños.

$$I = \frac{139,67 \times T^{0,222759}}{d^{0,592488}}$$

6.7.2.- Modelo de Regresión lineal múltiple. Estación Cerro Calán.

A partir de la información de la tabla 18, la cual entrega las intensidades máximas de precipitación para distintas duraciones y distintos períodos de retorno, se pudo generar el siguiente modelo de regresión lineal múltiple:

$$Y = 1,82324 + 0,16724 X_1 - 0,432379 X_2$$

Tabla 30: Análisis de Regresión Estación Cerro Calán

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,82324	0,024898	75,6853	0,0000
a1	0,16724	0,00864663	19,3417	0,0000
a2	-0,432379	0,00802188	-53,900	0,0000

Las dójimas de hipótesis para los coeficientes de la regresión lineal múltiple, es decir, pendiente e intercepto, son las siguientes:

- Dójima de hipótesis para las Pendientes
Ho : Pendiente = 0
Ha : Pendiente ≠ 0
- Dójima de hipótesis para el Intercepto
Ho : Intercepto = 0
Ha : Intercepto > 0

El valor-p para la pendiente de la recta presenta un valor igual a cero (tabla 30), por lo que se rechaza la hipótesis nula debido a que el valor-p es inferior a $\alpha/2$. A partir de esto, es posible concluir que las variables presentan una relación lineal entre ellas. Por otra parte, se puede observar que el valor-p del intercepto, es inferior a 0,05, por lo que se rechaza la hipótesis nula.

Tabla 31: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	2,48729	2	1,24365	1639,65	0,0000
Error	0,045508	60	0,0007584		
Total	2,5328	62			

Coefficiente de Determinación R^2	=	98,20 %
R^2 ajustado	=	98,14 %
Error Estándar de la Estimación	=	0,02754
Error Absoluto	=	0,0022326
Estadístico Durbin-Watson	=	0,372925

En el análisis de varianza es posible verificar la tendencia lineal entre las variables. Además se observa los valores del estadístico Durbin y Watson y el coeficiente de determinación R^2 (ver apéndice II).

Como en todo modelo de regresión lineal, se hace necesario probar los supuestos básicos de regresión: normalidad, homocedasticidad y no autocorrelación. El análisis de estos supuestos para la estación Cerro Calán se entrega en el apéndice II.

- Normalidad : Se cumple.
- Homocedasticidad : Se cumple.
- No-autocorrelación : No se cumple.

El supuesto de No-autocorrelación no se cumple para la estación pluviográfica, debido a que el modelo tiene una correlación serial de los residuos; ésto queda en evidencia por el valor del estadístico de Durbin y Watson ($d = 0,372925$).

Para corregir esta situación también fue necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables y así eliminar la autocorrelación de los residuos a través del método ρ basado en el estadístico Durbin y Watson.. Finalmente, el modelo transformado es el siguiente:

$$Y_t^* = 0,348966 + 0,166154 X_{1t}^* - 0,4495 X_{2t}^*$$

Donde:

Y_t^* = Variable dependiente transformada a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

X_{1t}^*, X_{2t}^* = Variables independientes transformadas a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

Una vez que se ha obtenido el modelo transformado es posible determinar los nuevos coeficientes de regresión del modelo original para el intercepto a_0 y las pendientes a_1 y a_2 . (Tabla 32).

Tabla 32: Coeficientes de Regresión para el modelo original. Estación Cerro Calán.

	Parámetro	Fórmula	Valor
Primera Iteración	$ao^* = 0,466594$	$ao = ao^*/(1-p)$	$ao = 1,87113$
	$a1^* = 0,166154$	$a1 = a1^*$	$a1 = 0,166154$
	$a2^* = -0,4495$	$a2 = a2^*$	$a2 = -0,4495$
	$p = 0,8135$		

Una vez que se ha realizado la transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos, el modelo original cumple con todos los supuestos de regresión.

El modelo final es el siguiente:

$$Y = 1,87113 + 0,166154X_1 - 0,4495X_2$$

Finalmente, reemplazando las variables en el modelo final y aplicando antilogaritmo, se obtiene una función matemática que permite estimar la Intensidad en función de la duración y la frecuencia de las precipitaciones para la estación pluviográfica Cerro Calán y sectores aledaños.

$$I = \frac{74,324 \times T^{0,166154}}{d^{0,4495}}$$

6.7.3.- Modelo de Regresión lineal múltiple, Estación Pirque.

A partir de la información de la tabla 19, la cual entrega las intensidades máximas de precipitación para distintas duraciones y distintos períodos de retorno, se pudo generar el siguiente modelo de regresión lineal múltiple:

$$Y = 1,54537 + 0,168697 X_1 - 0,352028 X_2$$

Tabla 33: Análisis de Regresión Estación Pirque.

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,54537	0,0175743	87,9337	0,0000
a1	0,168697	0,006308	26,7434	0,0000
a2	-0,352028	0,005852	-60,1529	0,0000

Las dójimas de hipótesis para los coeficientes de la regresión lineal múltiple, es decir, pendiente e intercepto, son las siguientes:

- Dójima de hipótesis para las Pendientes

Ho : Pendiente = 0

Ha : Pendiente ≠ 0

- Dójima de hipótesis para el Intercepto

Ho : Intercepto = 0

Ha : Intercepto > 0

El valor-p para la pendiente de la recta presenta un valor igual a cero (Tabla 33), por lo que se rechaza la hipótesis nula debido a que el valor-p es inferior a $\alpha/2$. A partir de esto, es posible concluir que las variables presentan una relación lineal entre ellas. Por otra parte, se puede observar que el valor-p del intercepto es inferior a 0,05, por lo que se rechaza la hipótesis nula.

Tabla 34: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,74937	2	0,874683	2166,79	0,0000
Error	0,0242206	60	0,0004036		
Total	1,77359	62			

Coefficiente de Determinación R^2	=	98,63 %
R^2 ajustado	=	98,59 %
Error Estándar de la Estimación	=	0,0200917
Error Absoluto	=	0,0156821
Estadístico Durbin-Watson	=	0,473

En el análisis de varianza es posible verificar la tendencia lineal entre las variables. Además se observa los valores del estadístico Durbin–Watson y el coeficiente de determinación R^2 (ver apéndice III).

Como en todo modelo de regresión lineal, se hace necesario probar los supuestos básicos de regresión: normalidad, homocedasticidad y no autocorrelación. El análisis de estos supuestos para la estación Pirque, se entrega en el apéndice III.

- Normalidad : Se cumple.
- Homocedasticidad : Se cumple.
- No-autocorrelación : No se cumple.

El supuesto de No-autocorrelación no se cumple para la estación pluviográfica, debido a que el modelo tiene una correlación serial de los residuos; ésto queda en evidencia por el valor del estadístico de Durbin y Watson ($d = 0,473$).

Para corregir la presencia de autocorrelación también fue necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables, y así eliminar la autocorrelación de los residuos a través del método p basado en el estadístico Durbin y Watson. Finalmente, el modelo transformado es el siguiente:

$$Y_t^* = 0,357083 + 0,176014X_{1t}^* - 0,343192X_{2t}^*$$

Donde:

Y_t^* = Variable dependiente transformada a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

X_{1t}^*, X_{2t}^* = Variables independientes transformadas a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

Una vez que se ha obtenido el modelo transformado es posible determinar los nuevos coeficientes de regresión del modelo original para el intercepto a_0 y las pendientes a_1 y a_2 . (Tabla 35).

Tabla 35 : Coeficientes de Regresión para el modelo original. Estación Pirque.

	Parámetro	Fórmula	Valor
Primera Iteración	ao* = 0,357083	ao = ao*/(1-p)	ao = 1,50986
	a1* = 0,176014	a1 = a1*	a1 = 0,176014
	a2* = -0,34192	a2 = a2*	a2 = -0,34192
	p = 0,7635		

Una vez que se ha realizado la transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos, el modelo original cumple con todos los supuestos de regresión.

El modelo final es el siguiente:

$$Y = 1,50986 + 0,176014X_1 - 0,343192X_2$$

Finalmente, reemplazando las variables en el modelo final y aplicando antilogaritmo, se obtiene una función matemática que permite estimar la Intensidad en función de la duración y la frecuencia de las precipitaciones, para la estación pluviográfica Pirque y sectores aledaños.

$$I = \frac{32,349 \times T^{0,176014}}{d^{0,343192}}$$

6.7.4.- Modelo de Regresión lineal múltiple, Estación Embalse Rungue.

A partir de la información de la tabla 20, la cual entrega las intensidades máximas de precipitación para distintas duraciones y distintos períodos de retorno, se pudo generar el siguiente modelo de regresión lineal múltiple:

$$Y = 1,57001 + 0,173788 X_1 - 0,355622 X_2$$

Tabla 36: Análisis de Regresión. Estación Embalse Rungue.

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,57001	0,0125891	124,712	0,0000
a1	0,173788	0,00451863	38,4603	0,0000
a2	-0,355622	0,00419214	-84,8307	0,0000

Las dójimas de hipótesis para los coeficientes de la regresión lineal múltiple, es decir, pendiente e intercepto, son las siguientes:

- Dójima de hipótesis para las Pendientes

$$H_0 : \text{Pendiente} = 0$$

$$H_a : \text{Pendiente} \neq 0$$

- Dójima de hipótesis para el Intercepto

$$H_0 : \text{Intercepto} = 0$$

$$H_a : \text{Intercepto} > 0$$

El valor-p para la pendiente de la recta presenta un valor igual a cero (Tabla 36), por lo que se rechaza la hipótesis nula debido a que el valor-p es inferior a $\alpha/2$. A partir de esto, es posible concluir que las variables presentan una relación lineal entre ellas. Por otra parte, se puede observar que el valor-p del intercepto es inferior a 0,05, por lo que se rechaza la hipótesis nula.

Tabla 37 : Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,79703	2	0,89517	4337,72	0,0000
Error	0,0658943	60	0,00020714		
Total	1,80946	62			

Coefficiente de Determinación R^2	=	99,31 %
R^2 ajustado	=	99,29 %
Error Estándar de la Estimación	=	0,0143924
Error Absoluto	=	0,0101591
Estadístico Durbin-Watson	=	0,863332

En el análisis de varianza es posible verificar la tendencia lineal entre las variables. Además se observa los valores del estadístico Durbin–Watson y el coeficiente de determinación R^2 (ver apéndice IV).

Como en todo modelo de regresión lineal, se hace necesario probar los supuestos básicos de regresión: normalidad, homocedasticidad y no autocorrelación. El análisis de estos supuestos para la estación Cerro Calán se entrega en el apéndice IV.

- Normalidad : Se cumple.
- Homocedasticidad : Se cumple.
- No-autocorrelación : No se cumple.

El supuesto de No-autocorrelación no se cumple para la estación pluviográfica, debido a que el modelo tiene una correlación serial de los residuos; ésto queda en evidencia por el valor del estadístico de Durbin y Watson ($d = 0,863332$).

Para corregir esta situación también fue necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables y así eliminar la autocorrelación de los residuos a través del método p basado en el estadístico Durbin y Watson. Finalmente, el modelo transformado es el siguiente:

$$Yt^* = 0,357083 + 0,176014X_1t^* - 0,343192X_2t^*$$

Donde:

Yt^* = Variable dependiente transformada a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

$X1t^*$, $X2t^*$ = Variables independientes transformadas a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

Una vez que se ha obtenido el modelo transformado es posible determinar los nuevos coeficientes de regresión del modelo original para el intercepto a_0 y las pendientes a_1 y a_2 . (Tabla 38).

Tabla 38 : Coeficientes de Regresión para el modelo original. Estación Embalse Rungue.

	Parámetro	Fórmula	Valor
Primera Iteración	ao* = 0,674276	ao = ao*/(1-p)	ao = 1,56199
	a1* = 0,178086	a1 = a1*	a1 = 0,178086
	a2* = -0,354728	a2 = a2*	a2 = -0,354728
	p = 0,5683		

Una vez que se ha realizado la transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos, el modelo original cumple con todos los supuestos de regresión.

El modelo final es el siguiente:

$$Y = 1,56199 + 0,178086 X_1 - 0,354728 X_2$$

Finalmente, reemplazando las variables en el modelo final y aplicando antilogaritmo, se obtiene una función matemática que permite estimar la Intensidad en función de la duración y la frecuencia de las precipitaciones, para la estación pluviográfica Embalse Rungue y sectores aledaños.

$$I = \frac{36,475 \times T^{0,178086}}{d^{0,354728}}$$

6.7.5.- Modelo de Regresión lineal múltiple, Estación Los Panguiles.

A partir de la información de la tabla 21, la cual entrega las intensidades máximas de precipitación para distintas duraciones y distintos períodos de retorno, se pudo generar el siguiente modelo de regresión lineal múltiple:

$$Y = 1,47783 + 0,223347 X_1 - 0,323215 X_2$$

Tabla 39: Análisis de Regresión. Estación Los Panguiles.

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,47783	0,0320363	46,1299	0,0000
a1	0,223347	0,0114989	19,4234	0,0000
a2	-0,323215	0,010668	-30,2975	0,0000

Las dójimas de hipótesis para los coeficientes de la regresión lineal múltiple, es decir, pendiente e intercepto, son las siguientes:

- Dójima de hipótesis para las Pendientes

Ho : Pendiente = 0

Ha : Pendiente ≠ 0

- Dójima de hipótesis para el Intercepto

Ho : Intercepto = 0

Ha : Intercepto > 0

El valor-p para la pendiente de la recta presenta un valor igual a cero (Tabla 39), por lo que se rechaza la hipótesis nula debido a que el valor-p es inferior a $\alpha/2$. A partir de esto, es posible concluir que las variables presentan una relación lineal entre ellas. Por otra parte, se puede observar que el valor-p del intercepto es inferior a 0,05 por lo que se rechaza la hipótesis nula.

Tabla 40: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,73741	2	0,868703	647,60	0,0000
Error	0,0804846	60	0,00134141		
Total	1,81789	62			

Coefficiente de Determinación R^2	=	95,57 %
R^2 ajustado	=	95,43 %
Error Estándar de la Estimación	=	0,0366253
Error Absoluto	=	0,0296684
Estadístico Durbin-Watson	=	0,393224

En el análisis de varianza es posible verificar la tendencia lineal entre las variables. Además se observa los valores del estadístico Durbin–Watson y el coeficiente de determinación R^2 (ver apéndice V).

Como en todo modelo de regresión lineal, se hace necesario probar los supuestos básicos de regresión: normalidad, homocedasticidad y no autocorrelación. El análisis de estos supuestos para la estación Los Panguiles, se entrega en el apéndice V.

- Normalidad : Se cumple.
- Homocedasticidad : Se cumple.
- No-autocorrelación : No se cumple.

El supuesto de No-autocorrelación no se cumple para la estación pluviográfica, debido a que el modelo tiene una correlación serial de los residuos; ésto queda en evidencia por el valor del estadístico de Durbin & Watson ($d = 0,393224$).

Para corregir esta situación también fue necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables, y así eliminar la autocorrelación de los residuos a través del método p basado en el estadístico Durbin y Watson. Finalmente, el modelo transformado es el siguiente:

$$Y_t^* = 0,293705 + 0,232284 X_{1t}^* - 0,335982 X_{2t}^*$$

Donde:

Y_t^* = Variable dependiente transformada a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

X_{1t}^*, X_{2t}^* = Variables independientes transformadas a través del método p , correspondiente a la primera iteración.

Una vez que se ha obtenido el modelo transformado es posible determinar los nuevos coeficientes de regresión del modelo original para el intercepto a_0 y las pendientes a_1 y a_2 . (Tabla 41).

Tabla 41 : Coeficientes de Regresión para el modelo original. Estación Los Panguiles.

	Parámetro	Fórmula	Valor
Primera Iteración	$ao^* = 0,293705$	$ao = ao^*/(1-p)$	$ao = 1,4939$
	$a1^* = 0,232284$	$a1 = a1^*$	$a1 = 0,232284$
	$a2^* = -0,335982$	$a2 = a2^*$	$a2 = -0,335982$
	$p = 0,8034$		

Una vez que se ha realizado la transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos, el modelo original cumple con todos los supuestos de regresión.

El modelo final es el siguiente:

$$Y = 1,4939 + 0,232284 X_1 - 0,335982 X_2$$

Finalmente, reemplazando las variables en el modelo final y aplicando antilogaritmo se obtiene una función matemática que permite estimar la Intensidad en función de la duración y la frecuencia de las precipitaciones para la estación pluviográfica Los Panguiles y sectores aledaños.

$$I = \frac{31,183 \times T^{0,232284}}{d^{0,335982}}$$

6.8.- Medidas de bondad de ajuste.

Posteriormente al ajuste de los modelos matemáticos para cada estación pluviográfica, fue necesario validar dichos modelos. Esta validación fue posible determinando el coeficiente de determinación R^2 y aplicando la prueba U de Mann Whitney. En la Tabla 42 se entregan los modelos ajustados para cada estación y que permiten obtener las curvas IDF, y además, las pruebas de bondad de ajuste anteriormente mencionadas. Los valores de la prueba U de Mann-Whitney se entregan detalladamente en el apéndice VI.

Tabla 42: Modelos ajustados para las cinco estaciones pluviográficas.

Estación	Modelo ajustado	U de Mann Whitney	R^2
Cerro Calán	$(74,324 \times T^{0,166154}) / d^{0,4495}$	Se acepta H_0	97,61 %
Melipilla	$(139,67 \times T^{0,222759}) / d^{0,592488}$	Se acepta H_0	99,10 %
Pirque	$(32,349 \times T^{0,176014}) / d^{0,343192}$	Se acepta H_0	98,37 %
Los Panguiles	$(31,183 \times T^{0,232284}) / d^{0,335982}$	Se acepta H_0	96,83 %
Embalse Rungue	$(36,475 \times T^{0,178086}) / d^{0,354728}$	Se acepta H_0	98,85 %

En donde:

- I = Intensidad de precipitación en mm/hr.
- T = Período de retorno en años.
- D = Duración expresada en minutos.
- U = Prueba de bondad de ajuste U de Mann-Whitney con un nivel de confianza de 95 %.
- R^2 = Coeficiente de determinación para cada modelo.

7- ANÁLISIS DE RESULTADOS.

7.1- Selección de intensidades máximas.

En la Tabla 43 se entregan los valores de intensidades máximas para cada estación, así como los mínimos encontrados.

Tabla 43: Rango de intensidades máximas para cada estación.

Estación	Intensidades de Precipitación (mm/hr)			
	Valor máximo	Año	Valor mínimo	Año
Cerro Calán	19,20	1986	1,01	1985
Melipilla	38,50	2000	0,57	1998
Pirque	15,20	1996	0,87	1985
Embalse Rungue	17,00	1990	0,82	1998
Los Panguiles	14,80	2000	0,49	1990

Fuente: Elaboración propia.

Como era de esperar, las mayores intensidades se presentaron para duraciones de 1 hora, alcanzándose un máximo de 38,5 mm/hr en la Estación Melipilla el año 2000 y las menores intensidades horarias se encontraron para duraciones de 24 horas con un mínimo de 0,49 mm/hr en el año 1990 en la estación Los Panguiles.

7.2.- Ajuste de los datos a la función de Gumbel.

En cuanto a la función de ajuste para eventos extremos seleccionada para el presente estudio, se puede señalar que la función de Gumbel presentó una excelente calidad de ajuste para las cinco estaciones. Los valores alcanzados por las medidas de bondad de ajuste avalan lo anterior. El test de Kolmogorov-Smirnov fue aprobado para cada estación y duración debido a que los valores D calculados fueron ampliamente superados por el valor crítico de tabla D_t , mientras que el Coeficiente de Determinación R^2 alcanzó un valor mínimo de 82,6 % y un valor máximo de 99,3 %, con un promedio de 95,1 %.

Lo anterior solo viene a confirmar lo señalado por diversos autores; Pizarro (1986), Varas (1988), Bedient y Huber (1992), Llamas (1993), Maidment (1993) y Abarza (2001), quienes proponen la utilización de la ley de distribución de Gumbel, dada su excelente capacidad de ajuste para valores máximos de precipitaciones.

7.3.- Diseño de las curvas IDF.

Siguiendo la metodología propuesta por Témez (1978), fue posible el diseño de la familia de curvas IDF para cada una de las cinco estaciones.

El número de muestreos necesarios para obtener las curvas IDF definitivas varió para cada estación; es así como, para las estaciones Cerro Calán, Melipilla y Los Panguiles, solo fue necesario realizar tres muestreos y para la estación Pirque, cuatro muestreos. La estación que necesitó de una mayor intensidad de muestreo, fue Embalse Rungue, con un total de seis muestreos. La familia de curvas generadas en cada muestreo se entregan en el Anexo III.

Como ya se señaló con anterioridad, el objetivo de realizar los distintos muestreos al momento de seleccionar las intensidades máximas, era el de obtener curvas que representaran claramente la relación entre la intensidad y la duración de las precipitaciones. De esta manera se cumple con la hipótesis propuesta por Témez (1978), en donde a duraciones mas cortas, existe una mayor probabilidad de encontrar mayores valores en la intensidad de las precipitaciones.

En cuanto a los valores de intensidad alcanzados por las curvas IDF, se puede señalar que existe una gran similitud entre las estaciones Pirque, Embalse Rungue y Los Panguiles. Para un período de retorno de 5 años la intensidad para una duración de 1 hora alcanza valores muy similares; éstos fluctúan entre los 11,0 y los 11,6 mm/hr. Para una misma duración, pero asociada a un período de retorno de 100 años, los valores fluctúan entre los 18,4 y los 19,2 mm/hr. Por su parte la estación Cerro Calán presenta valores un poco más elevados, 13,6 mm/hr para una duración de 1 hora y un período de retorno de 5 años, y 21,5 mm/hr para una duración de 1 hora y 100 años de período de retorno.

Para duraciones de 24 horas asociadas a un período de retorno de 5 años prácticamente no existe diferencia entre las cuatro estaciones mencionadas anteriormente, los valores son de 3,1 mm/hr en Pirque y Cerro Calán y 3,2 mm/hr en Embalse Rungue y Los Panguiles. Por otra parte, para duraciones de 24 horas y 100 años de período de retorno los valores van desde 5,8 mm/hr en Cerro Calán hasta 6,9 mm/hr en la estación Los Panguiles; Por su parte, las estaciones Embalse Rungue y Pirque presentan un valor casi idéntico para una duración de 24 horas y 100 años de período de retorno, 6 y 6,1 mm/hr respectivamente.

Por otra parte, llama la atención el comportamiento de la estación Melipilla, la cual para duraciones de 24 horas presenta un comportamiento similar al del resto de las estaciones, pero para duraciones de 1 hora presenta valores notoriamente diferentes. Para una duración de 24 horas y períodos de retorno de 5 y 100 años, los valores son levemente inferiores a los alcanzados en el resto de las estaciones (2,8 y 5,5 mm/hr respectivamente), mientras que para una duración de 1 hora y período de retorno de 5 años, el valor alcanzado es un poco más elevado que en el resto de las estaciones (15,4 mm/hr).

La gran diferencia de la estación Melipilla se produce para una duración de 1 hora y un período de retorno asociado de 100 años. El valor de intensidad máxima esperable es de 34,7 mm/hr, es decir aproximadamente un 50 % más alto que lo esperable en las cuatro estaciones restantes. Se hace necesario señalar que en los valores obtenidos para la Estación Melipilla, existe gran influencia de las fuertes precipitaciones del mes de junio del año 2000, en donde se registraron 71 mm caídos en un día, de los cuales más de la mitad se concentraron en una hora, alcanzándose una intensidad horaria de 38 mm/hr.

7.4.- Modelos de Regresión Lineal Múltiple y pruebas de bondad de ajuste del modelo.

El método analítico utilizado en la presente investigación fue el método sugerido por Aparicio en 1997, el cual relaciona en una ecuación la intensidad, la duración y la frecuencia de las precipitaciones. Si bien es cierto existe una gran cantidad de modelos posibles de utilizar sugeridos en la bibliografía encontrada, se optó por trabajar con el modelo de Aparicio dado que dicho modelo ha presentado excelentes resultados en el territorio nacional, además de ser un modelo de menor complejidad que los propuestos por Chen, citado por Puentes, (2000), o por Ferrer (1993). Además, algunos de estos modelos sólo son válidos para cortas duraciones como el propuesto por Bell (1969), citado por Llamas (1993), el cual es válido para duraciones entre 5 y 120 minutos.

En cuanto a la calidad del modelo de regresión, en un principio solo se cumplieron dos de los tres supuestos de regresión, éstos son, el supuesto de normalidad y el supuesto de homocedasticidad, mientras que el supuesto de no autocorrelación no se cumplió inicialmente para ninguna de las cinco estaciones, esto en función de que los datos no son independientes entre sí, dado que son extraídos de una misma familia Intensidad-Duración-Frecuencia. Para corregir la autocorrelación existente fue necesario aplicar una medida correctiva como es el método p basado en el estadístico de Durwin-Watson.

Como medidas de bondad de ajuste para validar los modelos generados para cada estación, se utilizaron la Prueba U de Mann Whitney y el coeficiente de determinación R^2

En cuanto a la prueba U de Mann Whitney, el valor calculado para cada uno de los modelos generados, fue superior al valor de tabla, por lo que se acepta la hipótesis nula, por ende, tanto el valor estimado a partir del modelo ajustado, como el real proveniente del modelo adimensional, provienen de la misma población.

Por otra parte, los valores del coeficiente de determinación R^2 presentan un mínimo de 96,8% en la estación Los Panguiles y un valor máximo de 99,1% en la estación Melipilla. Los altos valores alcanzados indican que los modelos generados son una buena representación del comportamiento meteorológico de las estaciones seleccionadas.

8.- Conclusiones y Recomendaciones.

8.1 .- Conclusiones

A partir de los resultados entregados por el estudio de las curvas IDF para la Región Metropolitana es posible determinar las siguientes conclusiones:

- El estudio deja en claro que es posible generar curvas IDF en la Región Metropolitana a partir de la información pluviográfica disponible y a través de la metodología propuesta por Témez.
- El modelo matemático sugerido por Aparicio presenta excelentes resultados para su aplicación en la Región Metropolitana, entregando una excelente calidad de ajuste, lo cual hace posible realizar una estimación confiable de las intensidades máximas que se pudiesen esperar, para una determinada duración y período de retorno.
- En cuanto a la construcción de las curvas IDF, no se presentaron mayores problemas, siendo el único inconveniente la necesidad de realizar diversos muestreos para obtener curvas en donde se apreciara claramente la relación de la intensidad de precipitación con la duración y, se pudiese verificar la hipótesis de que a menores duraciones se debieran encontrar intensidades mayores.
- La forma y la tendencia de las curvas IDF no difieren mayormente entre ellas, produciéndose solo diferencias con relación a la escala de intensidad de precipitaciones. Los valores máximos de intensidades posibles de alcanzar para un determinado período de retorno, son muy similares entre casi todas las estaciones, siendo la excepción la estación Melipilla, en la cual se aprecian valores de intensidad mucho más altos.

8.2.- Recomendaciones

- Se recomienda la utilización de las tablas de uso práctico con los valores del parámetro k calculado para aquellas situaciones en que sólo se cuente con datos de estaciones pluviométricas, es decir con valores de duración de 24 horas, siempre y cuando sean estaciones cercanas a las seleccionadas en este estudio. Lo anterior permitirá estimar intensidades para duraciones menores a 24 horas.
- Se recomienda el uso de los modelos matemáticos generados en el presente estudio para cada una de las estaciones analizadas. Estos modelos también pueden ser utilizados para zonas cercanas con características climáticas similares a las que se presentan para cada una de las estaciones estudiadas. Los modelos son los siguientes:

Estación Melipilla.

$$I = \frac{139,67 \times T^{0,222759}}{d^{0,592488}}$$

Estación Cerro Calán.

$$I = \frac{74,324 \times T^{0,166154}}{d^{0,4495}}$$

Estación Pirque.

$$I = \frac{32,349 \times T^{0,176014}}{d^{0,343192}}$$

Estación Embalse Rungue.

$$I = \frac{36,475 \times T^{0,178086}}{d^{0,354728}}$$

Estación Los Panguiles.

$$I = \frac{31,183 \times T^{0,232284}}{d^{0,335982}}$$

- Se sugiere considerar los modelos generados para las cinco estaciones en los estudios que se llevan cabo por organismos técnicos e instituciones ligadas a la hidrología, debido a que dichos modelos fueron generados con información confiable y demostraron una alto grado de calidad de ajuste y de confiabilidad.
- Dentro de algunos años sería conveniente complementar este estudio con la finalidad de añadir nueva información, lo que podría producir cambios en los valores y en las tendencias observadas en este estudio.
- Así también se recomienda complementar este estudio con el resto de las estaciones pluviográficas existentes en la Región Metropolitana, lo que permitiría un mejor entendimiento del comportamiento de las precipitaciones en la zona, además de permitir una adecuada gestión de los recursos hídricos y aportaría valiosa información para actividades de orden social, agrícola, civil, forestal e industrial.

9.- BIBLIOGRAFÍA.

- ABARZA, A. 2001. Análisis comparativo de las Curvas Intensidad – Duración – Frecuencia (IDF), en seis estaciones pluviográficas distribuidas en la zona cordillerana andina y el valle central de la VII Región de Chile. Memoria para optar al título de Ingeniero Forestal. Universidad de Talca. Talca. Chile. 105 p.
- APARICIO, F. 1997. Fundamentos de hidrología de superficie. Editorial Limusa. D.F., México. 303 p.
- BANCO CENTRAL DE CHILE. 2002. Anuario de cuentas nacionales 2001. Banco Central de Chile. Santiago, Chile. 147 p.
- BEDIENT, P.; HUBER, W. 1992. Hydrology and floodplain analysis. Editorial Addison-Wesley. Segunda Edición. USA. 692 p.
- CARO, R.; CÓRDOVA, M. 1998. La evaluación económica y los períodos de retorno en el diseño de soluciones. Memorias Quintas jornadas de Hidráulica. Santiago, Chile 179 p.
- CID, L.; MORA, C.; VALENZUELA, M. 1990. Estadística Matemática. Probabilidades e inferencia estadística. Universidad de Concepción. Chile 319 p.
- CHOW, V.; MAIDMENT, D.; MAYS, L. 1994. Hidrología Aplicada. Editorial Mc Graw-Hill. Santa Fé de Bogotá, Colombia. 584 p.
- DE FRAJA, E. 1993. saneamiento de la cuenca hidrológica del río Bío Bío y del área costera adyacente. Estudio de prefactibilidad. Universidad de Concepción. Concepción, Chile. 600 p.

- DGA, 1999. Dirección General de Aguas, 1969 – 1999, 30 Años. Dirección General de Aguas, Ministerio de Obras Públicas. Santiago, Chile. 58 p.
- DMC. 2002. Dirección Meteorológica de Chile. Climatología, informe de precipitaciones diarias. Disponible en <http://www.meteochile.cl>
- ESPÍLDORA, B. 1971. Estimación de curvas intensidad-duración-frecuencia mediante coeficientes generalizados. Memorias I Coloquio Nacional Sociedad Chilena de Ingeniería Hidráulica. Chile. 274 p.
- FERNANDEZ, F. 1995. Manual de Climatología Aplicada. Clima, Medio Ambiente y Planificación. Editorial Síntesis. Primera Edición. Madrid. España 285 p.
- FERRER, F. 1993. Recomendaciones para el cálculo hidrometeorológico de avenidas. Madrid, Editorial Mc Graw-Hill. España. 75 p.
- GUJARATI, D. 1992. Econometría. Editorial Mc Graw-Hill. Segunda edición. México. 597 p.
- HERAS, R. 1983. Recursos hidráulicos. Síntesis, metodología y normas. Editorial Mc Graw-Hill. Madrid, España. 361 p.
- INE 2001. Instituto Nacional de Estadísticas. Síntesis geográfica Nacional. Compendio estadístico. Disponible en <http://www.ine.cl/20-compendio/19-46.pdf>
- INE 2002. Instituto Nacional de Estadísticas. Resultados Preliminares Censo 2002. Disponible en http://www.censo2002.cl /menu_superior/ cuantos _somos/ download/ resultados_preliminares2.pdf

- JORDÁN, C. 2002. Análisis de los coeficientes de escorrentía para la cuenca del río Purapel, estación Nirivilo, período 1970 – 1990. Memoria para optar al título de Ingeniero Forestal. Universidad de Talca. Talca, Chile. 112 p.
- LLAMAS, J. 1993. Hidrología general. Principios y aplicaciones. Editorial Universidad del País Vasco. Madrid, España. 635 p.
- LINSLEY, R.; KOHLER, M.; PAULHUS, J. 1977. Hidrología para ingenieros. Editorial Mc Graw-Hill. Bogotá, Colombia. 386 p.
- LÓPEZ CADENAS, F. 1998. Restauración Hidrológico Forestal de Cuencas y Control de la Erosión. Tragsa, Tragsatec y Ministerio de Medio Ambiente. Ediciones Mundi-Prensa. Madrid. España. 902 p.
- MAIDMENT, D. 1993. Handbook of hydrology. Editorial Mc Graw-Hill. New York, USA. 1.325 p.
- MEINZER, O. 1942. Hydrology. Editorial Dover. New York, USA. 712 p.
- MENDENHALL, W.; SINCICH, T. 1997. Probabilidad y Estadística para ingeniería y ciencias. Editorial Prentice-Hall. D.F., México. 1182 p.
- MINISTERIO DE PLANIFICACIÓN Y COOPERACIÓN. 1998. Cuencas hidrográficas en Chile: diagnóstico y proyectos. Ministerio de Planificación y Cooperación. Santiago, Chile. 207 p.
- MINTEGUI, J.; LÓPEZ, F. 1990. La ordenación Agrohidrológica en la Planificación. Servicio Central de Publicaciones del Gobierno Vasco. Vitoria – Gasteiz. España. 306 p.

- MINTEGUI, J; ROBREDO, J. 1993. Métodos para la estimación de los efectos torrenciales en una cuenca hidrográfica. Editorial Prentice-Hall. Madrid, España. 88 p.
- NOVALES, A. 1993. Econometría. Editorial Mc Graw-Hill. Segunda edición. Madrid, España. 676 p.
- PIZARRO, R. 1986. Elementos técnicos de Hidrología. Corporación Nacional Forestal (CONAF). La Serena, Chile. 78 p.
- PONCE, V. 1989. Engineering hydrology principles and practices. Editorial Prentice-Hall. USA. 640 p.
- PUENTES, A. 2000. Caracterización hidrológica de cuencas tropicales. La cuenca del río San Diego en la provincia de Pinar del Río (Cuba). Universidad de Córdoba. España. 116 p.
- RODRIGUEZ, R. 1986. Un programa de Protección para los valles agrícolas de la cuenca del río Tarapacá contra los efectos del invierno altiplánico. Corporación Nacional Forestal (CONAF). Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO). Santiago, Chile. 82 p.
- STAPPUNG, C. 1999. Lluvias de diseño de sistemas de aguas lluvias en Chile. Memorias XIV Congreso Chileno de Hidrología. Santiago, Chile. 512 p.
- TAUCHER, E. 1997. Bíoestadística. Editorial Universitaria. Santiago, Chile. 310 p.
- TÉMEZ, J. 1978. Cálculo hidrometeorológico de caudales máximos en pequeñas cuencas naturales. Dirección General de Carreteras. Madrid. España. 111p.

- TOBAR, M. 2000. Evaluación de tres modelos (Budyko, Turc-Pike, Pizarro) precipitación-escorrentía en la cuenca del río Purapel, VII Región, Chile. Memoria para optar al título de Ingeniero Forestal. Universidad de Talca. Talca, Chile. 68 p.
- ULRIKSEN, P.; PARADA, M.; ACEITUNO, P. 1979. Perspectivas de desarrollo de los recursos de la VII Región. Instituto Nacional de Investigación de Recursos Naturales. Iren-Corfo, para el gobierno de la Región del Maule. Santiago, Chile. 69 p.
- VARAS, E. 1988. Hidrología y drenaje vial. Curso de capacitación para ingenieros del Ministerio de Obras Públicas, Dirección de Vialidad. Chile. 332 p.
- VARAS, E.; SÁNCHEZ, S. 1983. Relaciones Intensidad- Duración- Frecuencia generalizadas. VI Congreso Nacional de Ingeniería Hidráulica. Santiago, Chile. 674 p.
- VARAS, E.; SÁNCHEZ, S. 1988. Curvas generalizadas de intensidad - duración- frecuencia de lluvias. Hidrología y drenaje vial. Ministerio de Obras Públicas. Santiago. Chile. 332 p.
- VARAS, E.; VINE, S.; ORLOB, G. 1965. Datos Pluviométricos y Fluviométricos. Proyecto optimización de los recursos hidráulicos de la hoya hidrográfica del Río Maipo. Publicación N° 33. Departamento de Hidráulica y Laboratorio de Hidráulica. Universidad Católica de Chile. Santiago. Chile. 94 p.

APÉNDICES

APÉNDICE I

Análisis y supuestos de regresión, Estación Melipilla.

1.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN MELIPILLA. (63 datos)

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	2,11949	0,0208218	101.792	0,0000
a1	0.224343	0,00747364	30.018	0,0000
a2	-0.583974	0,00693364	-84.2233	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	4.53017	2	2.26508	3997.32	0,0000
Error	0.033999	60	0.00056665		
Total	4.56417	62			

Coefficiente de Determinación R^2	=	99,26 %
R^2 ajustado	=	99,23 %
Error Estándar de la Estimación	=	0,0238
Error Absoluto	=	0,01980
Estadístico Durbin-Watson	=	0,43073

2.- SUPUESTOS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN MELIPILLA.

2.1.- Supuesto de Normalidad

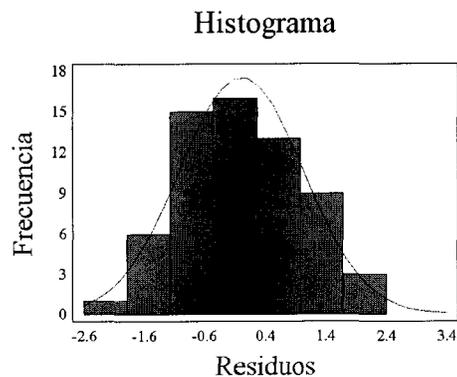
a.- Test de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS	=	0,0820908
Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS	=	0,0980834
Estimación completa Estadístico DN	=	0,0980834
Valor-p aproximado	=	0,579464

Observando los resultados del test Kolmogorov-Smirnov se deduce que existe normalidad de los residuos debido a que el valor-p (0,579464) es mayor a α (0,05).

b.- Histograma de frecuencias.

Gráficamente se observa una distribución simétrica de los residuos.



2.2.- Supuesto de Homocedasticidad.

a.- Test de Goldfeld – Quandt ($c=n/3 = 21$); ($\alpha = 0,05$) (95% de confianza)

Y v/s X1

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,141622	1	0,141622	39,19	0,0000
Error	0,0686541	19	0,00361337		
Total	0,210276	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,321963	1	0,321963	78,17	0,0000
Error	0,0782533	19	0,00411859		
Total	0,400217	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

$$K \text{ calculado} = (0,0782533/19) / (0,0686541/19)$$

$$K \text{ calculado} = 1,14$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

Y v/s X2

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,159791	1	0,159791	60,14	0,0000
Error	0,0504851	19	0,00265711		
Total	0,210276	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,363406	1	0,363406	187,57	0,0000
Error	0,036811	19	0,00193742		
Total	0,400217				

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

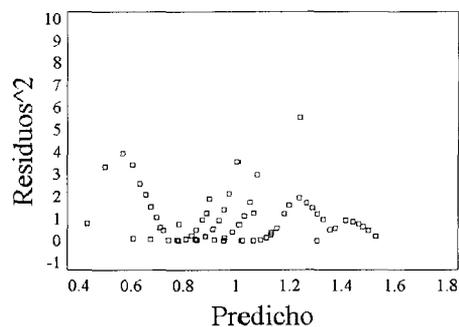
$$K \text{ calculado} = (0,036811/19) / (0,0504851/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,73$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

b.- Análisis gráfico

Dispersión de Residuos

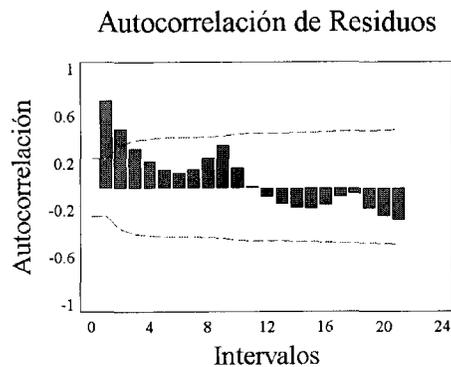


Debido a que en el test de Goldfeld –Quandt los valores de k tabla son mayores a los valores de k calculado, es posible concluir que existe homocedasticidad de los residuos. En cuanto al análisis gráfico no es distinguible un patrón de comportamiento de los residuos, lo que indicaría la no presencia de heterocedasticidad.

2.3.- Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) $n = 63$ datos				
$d = 0,4307$		$d_i = 1,528$		$d_s = 1,656$
0	<	d	<	d_s
0	<	0,4307	<	1,656

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% existe autocorrelación positiva de los residuos, por ende no se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia fácilmente la autocorrelación existente para la estación Melipilla.



**3.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO – AUTOCORRELACIÓN
PARA EL MODELO LINEAL MÚLTIPLE TRANSFORMADO, ESTACIÓN
MELIPILLA. (62 datos).**

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y_t^* = a_0 + a_1X_{1t}^* + a_2X_{2t}^*$

Variable Dependiente: Y_t^*		Variable Independiente: X_{1t}^*, X_{2t}^*		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,466594	0,0123947	37,6447	0,0000
a_1^*	0,221061	0,0055398	39,9042	0,0000
a_2^*	-0,598165	0,0199173	-30,0324	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

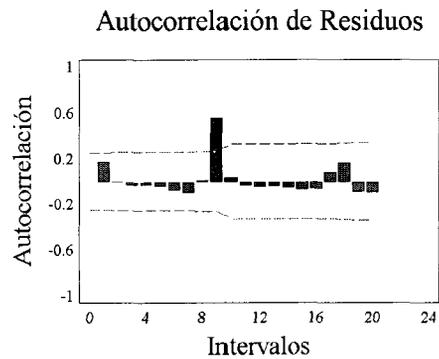
Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,14659	2	0,573294	2733,51	0,0000
Error	0,012374	60	0,000209728		
Total	1,15896	62			

Coeficiente de Determinación R^2 = 98,93 %
 R^2 ajustado = 98,89 %
 Error Estándar de la Estimación = 0,014482
 Error Absoluto = 0,0101
 Estadístico Durbin-Watson = 1,50366

Tabla 3: Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) n = 63 datos			
d = 1,504		di = 1,528	ds = 1,656
0	<	d	< ds
0	<	1,504	< 1,656

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% aún existe autocorrelación positiva de los residuos, por ende no se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se sigue apreciando la autocorrelación existente para la estación Melipilla.



**4.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO – AUTOCORRELACIÓN
PARA EL MODELO LINEAL MÚLTIPLE, SEGUNDA TRANSFORMACIÓN.
ESTACIÓN MELIPILLA. (61 datos).**

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y_t^* = a_0 + a_1X_{1t}^* + a_2X_{2t}^*$

Variable Dependiente: Y_t^*		Variable Independiente: X_{1t}^*, X_{2t}^*		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,347393	0,0116686	29,7717	0,0000
a_1^*	0,222759	0,00553944	40,2133	0,0000
a_2^*	-0,592488	0,0249087	-23,7863	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

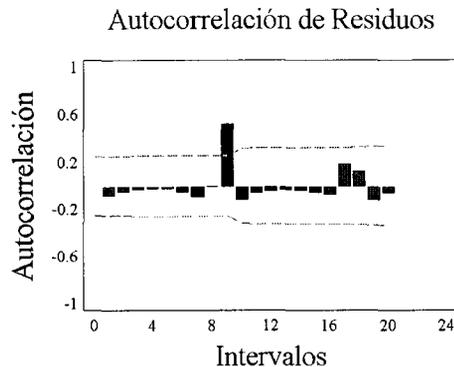
Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,18061	2	0,590304	3193,61	0,0000
Error	0,0107207	60	0,000184839		
Total	1,19133	62			

Coeficiente de Determinación R^2 = 99,1001 %
 R^2 ajustado = 99,0691 %
 Error Estándar de la Estimación = 0,0135956
 Error Absoluto = 0,00852337
 Estadístico Durbin-Watson = 2,13428

Tabla 3: Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) n = 63 datos			
d = 2,1343		di = 1,528	ds = 1,656
ds	<	d	< 4 - ds
1,656	<	2,1343	< 2,344

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión de no rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% no existe autocorrelación positiva o negativo para de los residuos, por ende, se cumple el supuesto de no-Autocorrelación. Sin embargo, gráficamente se observa la presencia de autocorrelación de los residuos, pero como es una sola la frecuencia que se encuentra fuera del intervalo de confianza se estaría en condiciones de afirmar la No-Autocorrelación de los residuos, lo que es confirmado con los valores de la prueba de Durbin - Watson.



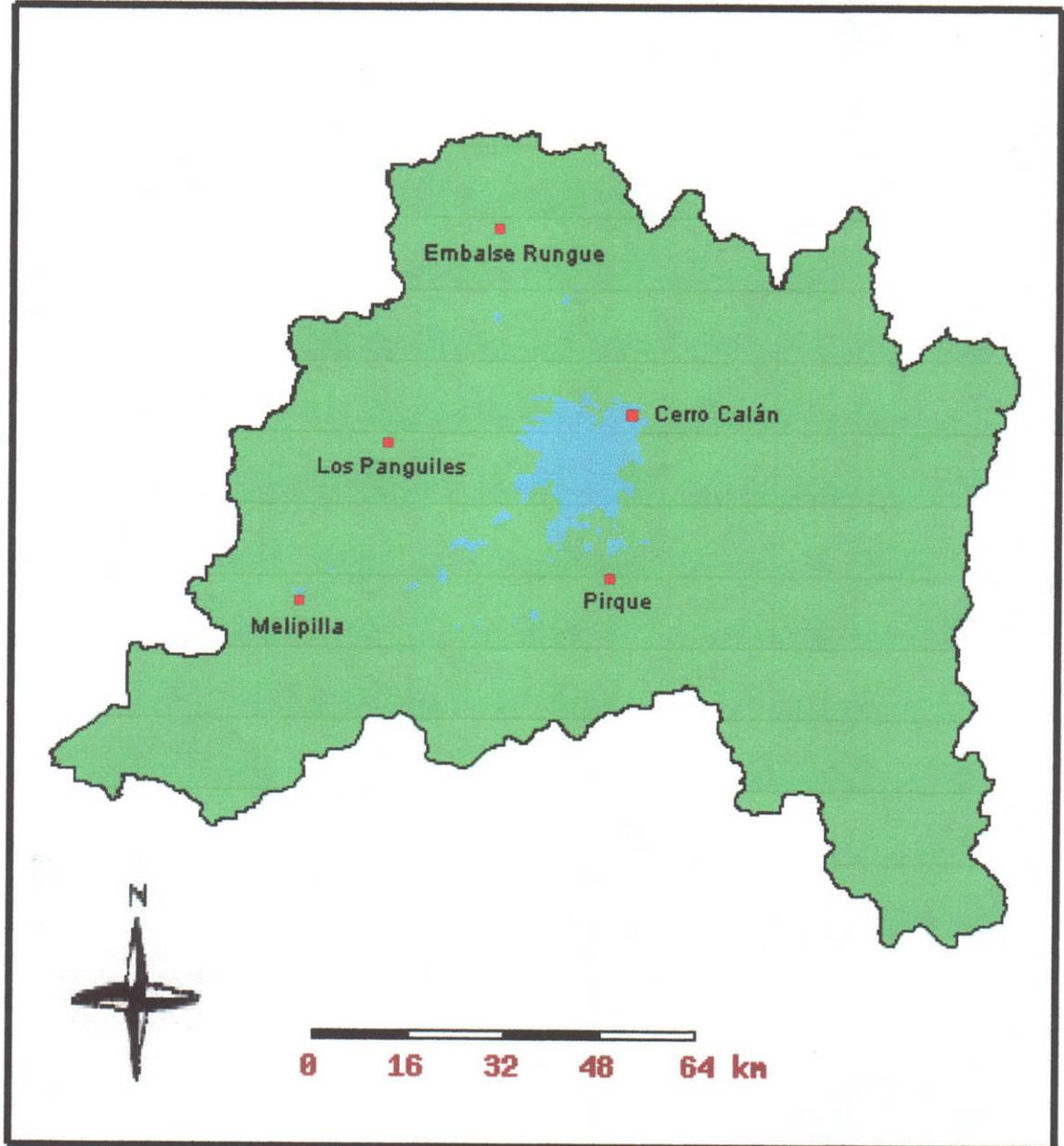


Figura 6: Estaciones Pluviográficas seleccionadas. Región Metropolitana.

APÉNDICE II

Análisis y supuestos de regresión, Estación Cerro Calán.

1.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN CERRO CALÁN. (63 datos)

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,82324	0,024898	75,6853	0,0000
a1	0,16724	0,00864663	19,3417	0,0000
a2	-0,432379	0,00802188	-53,900	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	2,48729	2	1,24365	1639,65	0,0000
Error	0,045508	60	0,0007584		
Total	2,5328	62			

Coefficiente de Determinación R^2	=	98,20 %
R^2 ajustado	=	98,14 %
Error Estándar de la Estimación	=	0,02754
Error Absoluto	=	0,0022326
Estadístico Durbin-Watson	=	0,372925

2.- SUPUESTOS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN CERRO CALÁN.

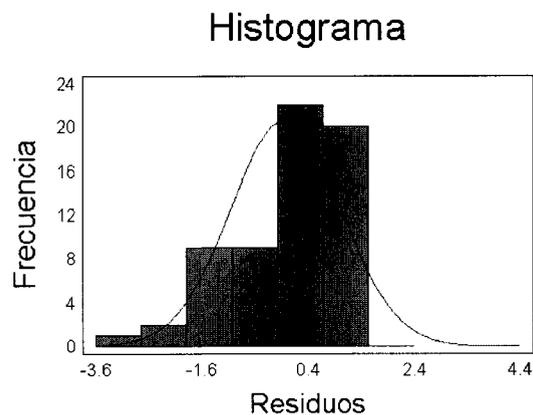
2.1.- Supuesto de Normalidad

a.- Test de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS	=	0,104675
Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS	=	0,140528
Estimación completa Estadístico DN	=	0,140528
Valor-p aproximado	=	0,166159

Observando los resultados del test Kolmogorov-Smirnov se deduce que existe normalidad de los residuos debido a que el valor-p (0,166159) es mayor a α (0,05).

b.- Histograma de frecuencias.



2.2.- Supuesto de Homocedasticidad.

a.- Test de Goldfeld – Quandt ($c=n/3 = 21$); ($\alpha = 0,05$); (95% de confianza).

Y v/s X1

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,165441	1	0,165441	39,42	0,6024
Error	0,079746	19	0,00419716		
Total	0,245188	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,0831708	1	0,0831708	72,35	0,0000
Error	0,0218402	19	0,00114949		
Total	0,105011	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

$$K \text{ calculado} = (0,0218402/19) / (0,079746/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,2738$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

Y v/s X2

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,191498	1	0,191498	67,77	0,0000
Error	0,0536896	19	0,00282577		
Total	0,245188	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,0923785	1	0,0923785	138,94	0,0000
Error	0,0126325	19	0,000066487		
Total	0,105011	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

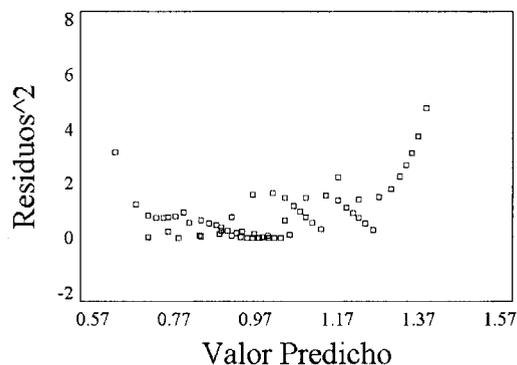
$$K \text{ calculado} = (0,0126325/19) / (0,0536896/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,2353$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

b.- Análisis gráfico.

Dispersión de Residuos

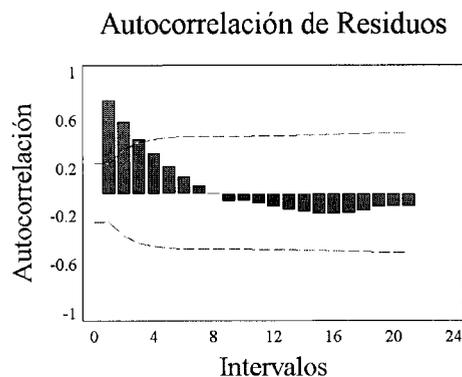


Debido a que en el test de Goldfeld –Quandt los valores de k tabla son mayores a los valores de k calculado, es posible concluir que existe homocedasticidad de los residuos. En cuanto al análisis gráfico no es distinguible un patrón de comportamiento de los residuos, lo que indicaría la no presencia de heterocedasticidad.

2.3.- Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) $n = 63$ datos					
$d = 0,373$		$d_i = 1,528$		$d_s = 1,656$	
d_s	$<$	d	$<$	$4 - d_s$	
1,656	$<$	0,373	$<$	2,344	

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% existe autocorrelación positiva de los residuos, por ende no se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia fácilmente la autocorrelación existente para la estación Cerro Calán.



**3.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO-AUTOCORRELACIÓN
PARA EL MODELO LINEAL MÚLTIPLE TRANSFORMADO, ESTACIÓN
CERRO CALÁN. (62 datos).**

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y_t^* = a_0 + a_1X_{1t}^* + a_2X_{2t}^*$

Variable Dependiente: Y_t^*		Variable Independiente: X_{1t}^*, X_{2t}^*		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,348966	0,0136526	25,5605	0,0000
a_1^*	0,166154	0,00635702	26,1371	0,0000
a_2^*	-0,4495	0,025221	-17,8224	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

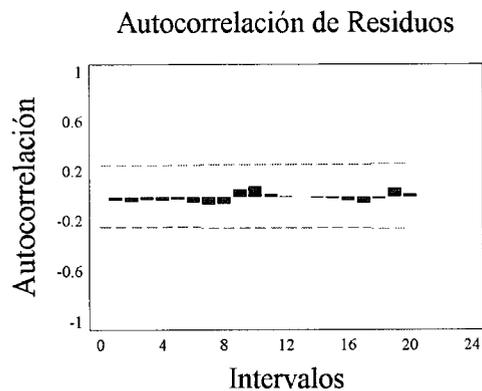
Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,636333	2	0,573294	2733,51	0,0000
Error	0,0150678	60	0,000255386		
Total	0,651401	62			

Coeficiente de Determinación R^2 = 97,6869 %
 R^2 ajustado = 97,6085 %
 Error Estándar de la Estimación = 0,0159808
 Error Absoluto = 0,00782008
 Estadístico Durbin-Watson = 1,96577

Tabla 3: Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) $n = 63$ datos					
$d = 1,9658$		$d_i = 1,528$		$d_s = 1,656$	
$d_s < d$		$d < 4 - d_s$			
1,656 <		1,9658 <		2,344	

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión de no rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% no existe autocorrelación positiva o negativo para de los residuos, por ende, se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia la no autocorrelación existente para la estación Cerro Calán.



APÉNDICE III

Análisis y supuestos de regresión, Estación Pirque.

1.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN PIRQUE. (63 datos)

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,54537	0,0175743	87,9337	0,0000
a1	0,168697	0,006308	26,7434	0,0000
a2	-0,352028	0,005852	-60,1529	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,74937	2	0,874683	2166,79	0,0000
Error	0,0242206	60	0,0004036		
Total	1,77359	62			

Coeficiente de Determinación R^2 = 98,63 %
 R^2 ajustado = 98,59 %
 Error Estándar de la Estimación = 0,0200917
 Error Absoluto = 0,0156821
 Estadístico Durbin-Watson = 0,473

2.- SUPUESTOS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN PIRQUE.

2.1.- Supuesto de Normalidad

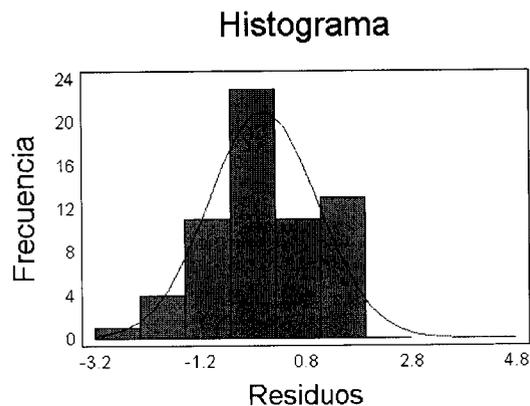
a.- Test de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS	=	0,0475153
Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS	=	0,0754621
Estimación completa Estadístico DN	=	0,0754621
Valor-p aproximado	=	0,865655

Observando los resultados del test Kolmogorov-Smirnov se deduce que existe normalidad de los residuos debido a que el valor-p (0,865655) es mayor a α (0,05).

b.- Histograma de frecuencias.

Gráficamente se observa una distribución con una tendencia simétrica de los residuos y con una cola liviana en uno de sus extremos si que ello indique falta de normalidad.



2.2.- Supuesto de Homocedasticidad.

a.- Test de Goldfeld – Quandt ($c=n/3 = 21$); ($\alpha = 0,05$) (95% de confianza)

Y v/s X1

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,098107	1	0,098107	32,24	0,0000
Error	0,0578088	19	0,00304257		
Total	0,155916	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,153185	1	0,153185	78,17	0,0000
Error	0,0348068	19	0,00411859		
Total	0,187992	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

$$K \text{ calculado} = (0,0348068/19) / (0,0578088/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,6021$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

Y v/s X2

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,114843	1	0,114843	53,13	0,0000
Error	0,0410725	19	0,00216171		
Total	0,155916	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,173458	1	0,173458	226,75	0,0000
Error	0,0145345	19	0,000764973		
Total	0,187992	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

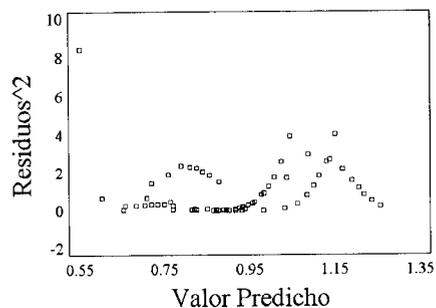
$$K \text{ calculado} = (0,0145345/19) / (0,0410725/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,354$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

b.- Análisis gráfico

Dispersión de Residuos

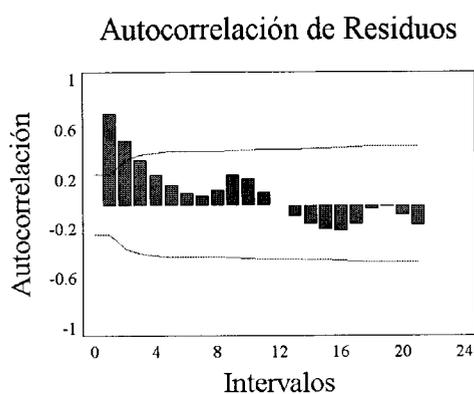


Debido a que en el test de Goldfeld –Quandt los valores de k tabla son mayores a los valores de k calculado, es posible concluir que existe homocedasticidad de los residuos. En cuanto al análisis gráfico no es distinguible un patrón de comportamiento de los residuos, lo que indicaría la no presencia de heterocedasticidad.

2.3.- Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) $n = 63$ datos			
$d = 0,473$		$d_i = 1,528$	$d_s = 1,656$
0	<	d	< d_s
0	<	0, 473	< 1, 656

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% existe autocorrelación positiva de los residuos, por ende no se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia fácilmente la autocorrelación existente para la estación Pirque.



3.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO – AUTOCORRELACIÓN PARA EL MODELO LINEAL MÚLTIPLE TRANSFORMADO. ESTACIÓN PIRQUE (62 datos).

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y_t^* = a_0 + a_1X_{1t}^* + a_2X_{2t}^*$

Variable Dependiente: Y_t^*		Variable Independiente: X_{1t}^*, X_{2t}^*		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,357083	0,0109121	32,7235	0,0000
a_1^*	0,176014	0,00477644	36,8505	0,0000
a_2^*	-0,343192	0,0160062	-21,4412	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

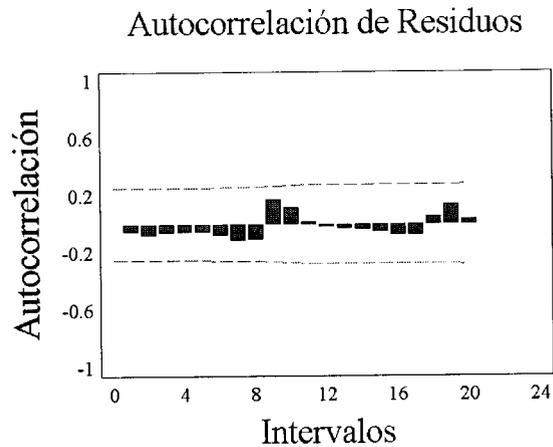
Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,576908	2	0,288454	1776851	0,0000
Error	0,0957804	60	0,0001623		
Total	0,586486	62			

Coeficiente de Determinación R^2 = 98,3669 %
 R^2 ajustado = 98,3115 %
 Error Estándar de la Estimación = 0,0127413
 Error Absoluto = 0,00780778
 Estadístico Durbin-Watson = 1,93748

Tabla 3: Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) n = 63 datos			
$d = 1,9375$	$d_i = 1,528$	$d_s = 1,656$	
$d_s < d$	$d < 4 - d_s$		
$1,656 < 1,9375$	$1,9375 < 2,344$		

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión de no rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% no existe autocorrelación positiva o negativo para de los residuos, por ende, se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia la no autocorrelación existente para la estación Pirque.



APÉNDICE IV

Análisis y supuestos de regresión, Estación Embalse Rungue.

1.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN EMBALSE RUNGUE. (63 datos)

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,57001	0,0125891	124,712	0,0000
a1	0,173788	0,00451863	38,4603	0,0000
a2	-0,355622	0,00419214	-84,8307	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,79703	2	0,89517	4337,72	0,0000
Error	0,0658943	60	0,00020714		
Total	1,80946	62			

Coefficiente de Determinación R^2	=	99,31 %
R^2 ajustado	=	99,29 %
Error Estándar de la Estimación	=	0,0143924
Error Absoluto	=	0,0101591
Estadístico Durbin-Watson	=	0,863332

2.- SUPUESTOS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN EMBALSE RUNGUE.

2.1.- Supuesto de Normalidad

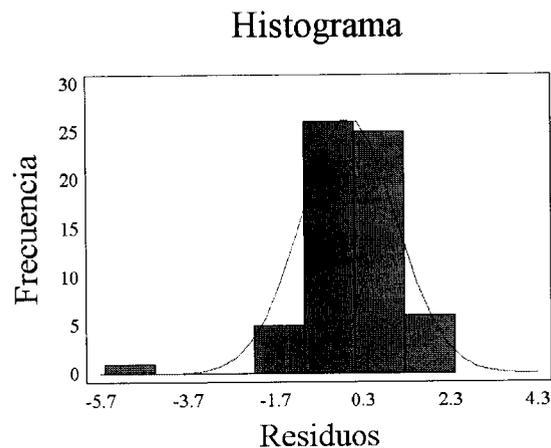
a.- Test de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS	=	0,0805368
Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS	=	0,113264
Estimación completa Estadístico DN	=	0,113264
Valor-p aproximado	=	0,398777

Observando los resultados del test Kolmogorov-Smirnov se deduce que existe normalidad de los residuos debido a que el valor-p (0,398777) es mayor a α (0,05).

b.- Histograma de frecuencias.

Gráficamente se observa una distribución con una tendencia simétrica de los residuos y con una cola liviana en uno de sus extremos si que ello indique falta de normalidad



2.2.- Supuesto de Homocedasticidad.

a.- Test de Goldfeld – Quandt ($c=n/3 = 21$); ($\alpha = 0,05$) (95% de confianza)

Y v/s X1

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,107719	1	0,107719	32,81	0,0000
Error	0,0623836	19	0,00328335		
Total	0,170103	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,117742	1	0,117742	79,72	0,0000
Error	0,0280636	19	0,00147703		
Total	0,145806	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

$$K \text{ calculado} = (0,0280636/19) / (0,0623836/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,450$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

Y v/s X2

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,125818	1	0,125818	53,98	0,0000
Error	0,044285	19	0,00233079		
Total	0,170103	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,133424	1	0,173458	226,75	0,0000
Error	0,0123825	19	0,000651709		
Total	0,145806	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

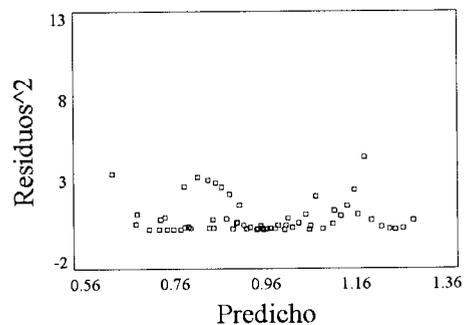
$$K \text{ calculado} = (0,0123825/19) / (0,044285/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,280$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

b.- Análisis gráfico

Dispersión de Residuos

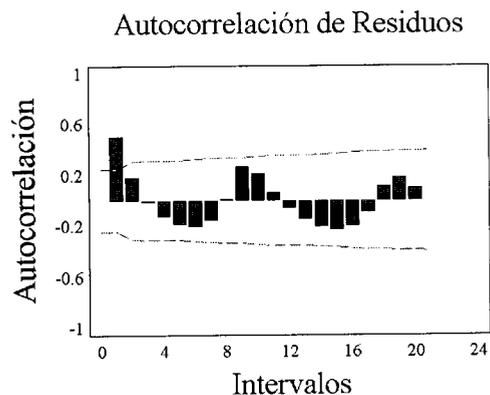


Debido a que en el test de Goldfeld –Quandt los valores de k tabla son mayores a los valores de k calculado, es posible concluir que existe homocedasticidad de los residuos. En cuanto al análisis gráfico no es distinguible un patrón de comportamiento de los residuos, lo que indicaría la no presencia de heterocedasticidad.

2.3.- Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) $n = 63$ datos			
$d = 0,8633$		$d_i = 1,528$	$d_s = 1,656$
0	<	d	<
0	<	0, 8633	<
			1, 656

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% existe autocorrelación positiva de los residuos, por ende no se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia fácilmente la autocorrelación existente para la estación Embalse Rungue.



**3.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO – AUTOCORRELACIÓN
PARA EL MODELO LINEAL MÚLTIPLE TRANSFORMADO. ESTACIÓN
EMBALSE RUNGUE. (62 datos)**

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y_t^* = a_0 + a_1X_{1t}^* + a_2X_{2t}^*$

Variable Dependiente: Y_t^*		Variable Independiente: X_{1t}^*, X_{2t}^*		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,674276	0,0102127	66,0235	0,0000
a_1^*	0,178086	0,00421739	42,2265	0,0000
a_2^*	-0,354728	0,00817749	-43,3785	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

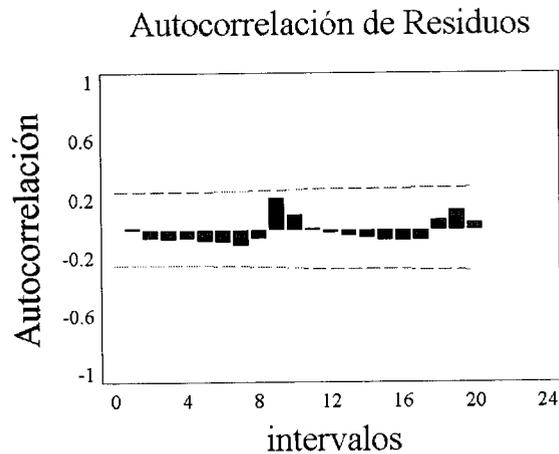
Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,706287	2	0,353144	2525,69	0,0000
Error	0,00824943	60	0,000139821		
Total	0,714537	62			

Coeficiente de Determinación R^2 = 98,8455 %
 R^2 ajustado = 98,8064 %
 Error Estándar de la Estimación = 0,0118246
 Error Absoluto = 0,0073056
 Estadístico Durbin-Watson = 1,79266

Tabla 3: Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin –Watson ($\alpha = 0,05$) n = 63 datos				
d = 1,7927		di = 1,528		ds = 1,656
ds	<	d	<	4 - ds
1,656	<	1,7927	<	2,344

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión de no rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% no existe autocorrelación positiva o negativo para de los residuos, por ende, se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia la no autocorrelación existente para la estación Embalse Rungue.



APÉNDICE V

Análisis y supuestos de regresión, Estación Los Panguiles.

1.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN LOS PANGUILES. (63 datos).

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,47783	0,0320363	46,1299	0,0000
a1	0,223347	0,0114989	19,4234	0,0000
a2	-0,323215	0,010668	-30,2975	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,73741	2	0,868703	647,60	0,0000
Error	0,0804846	60	0,00134141		
Total	1,81789	62			

Coeficiente de Determinación R^2 = 95,57 %
 R2 ajustado = 95,43 %
 Error Estándar de la Estimación = 0,0366253
 Error Absoluto = 0,0296684
 Estadístico Durbin-Watson = 0,393224

2.- SUPUESTOS DE REGRESIÓN, ESTACIÓN LOS PANGUILES.

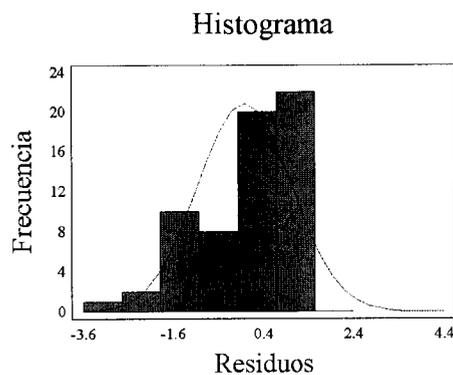
2.1.- Supuesto de Normalidad

a.- Test de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS	=	0,119774
Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS	=	0,150033
Estimación completa Estadístico DN	=	0,150033
Valor-p aproximado	=	0,117303

Observando los resultados del test Kolmogorov-Smirnov se deduce que existe normalidad de los residuos debido a que el valor-p (0,117303) es mayor a α (0,05).

b.- Histograma de frecuencias.



2.2.- Supuesto de Homocedasticidad.

a.- Test de Goldfeld – Quandt ($c=n/3 = 21$); ($\alpha = 0,05$) (95% de confianza)

Y v/s X1

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,170913	1	0,170913	36,11	0,7448
Error	0,0899226	19	0,00473277		
Total	0,260836	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,05751	1	0,05751	86,20	0,0000
Error	0,0126762	19	0,00066717		
Total	0,0701862	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

$$K \text{ calculado} = (0,0126762/19) / (0,0899226/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,141$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

Y v/s X2

Análisis de varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,195663	1	0,195663	57,04	0,0000
Error	0,0651729	19	0,00343015		
Total	0,260836	20			

Análisis de varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,06247	1	0,0624717	153,86	0,0000
Error	0,00771447	19	0,000406025		
Total	0,0701862	20			

$$K \text{ calculado} = \frac{(SCE_2 / g.l.)}{(SCE_1 / g.l.)}$$

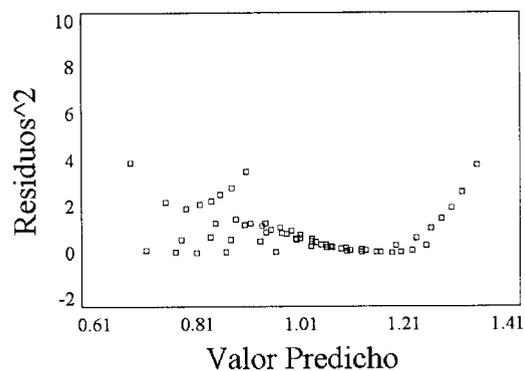
$$K \text{ calculado} = (0,00771447/19) / (0,0651729/19)$$

$$K \text{ calculado} = 0,1184$$

$$K \text{ Tabla} = 2,12$$

b.- Análisis gráfico

Dispersión de Residuos

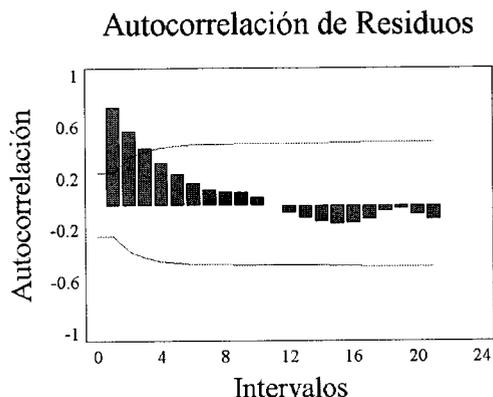


Debido a que en el test de Goldfeld – Quandt los valores de k tabla son mayores a los valores de k calculado, es posible concluir que existe homocedasticidad de los residuos. En cuanto al análisis gráfico no es distinguible un patrón de comportamiento de los residuos, lo que indicaría la no presencia de heterocedasticidad.

2.3.- Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin – Watson ($\alpha = 0,05$) $n = 63$ datos				
$d = 0,393$		$d_i = 1,528$	$d_s = 1,656$	
0	<	d	<	d_s
0	<	0,393	<	1,656

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% existe autocorrelación positiva de los residuos, por ende no se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia fácilmente la autocorrelación existente para la estación Los Panguiles.



**3.- ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO – AUTOCORRELACIÓN
PARA EL MODELO LINEAL TRANSFORMADO, ESTACIÓN LOS PANGUILES.
(62 datos).**

Tabla 1: Modelo Lineal Múltiple: $Y_t^* = a_0 + a_1X_{1t}^* + a_2X_{2t}^*$

Variable Dependiente: Y_t^*		Variable Independiente: X_{1t}^*, X_{2t}^*		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,293705	0,0185805	15,8072	0,0000
a_1^*	0,232284	0,00851202	27,2889	0,0000
a_2^*	-0,335982	0,032622	-10,2992	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza.

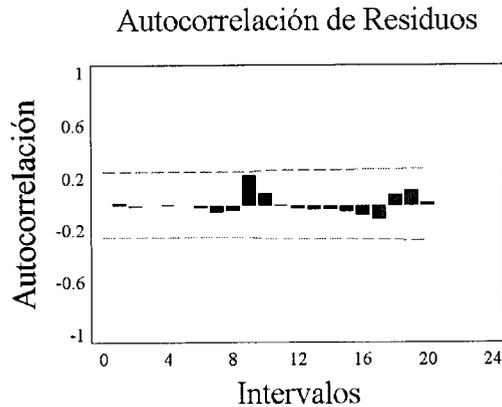
Fuente	suma cuadrados	grados libertad	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,851904	2	0,425952	901,97	0,0000
Error	0,0278627	60	0,000472248		
Total	0,879766	62			

Coeficiente de Determinación R^2 = 96,8329 %
 R^2 ajustado = 96,7256 %
 Error Estándar de la Estimación = 0,0217313
 Error Absoluto = 0,0125314
 Estadístico Durbin-Watson = 1,83607

Tabla 3: Supuesto de no autocorrelación.

Prueba de Durbin – Watson ($\alpha = 0,05$) n = 63 datos		
d = 1,836	$d_i = 1,528$	ds = 1,656
ds < d	<	4 - ds
1,656 < 1,836	<	2,344

Para la prueba de Durbin – Watson el valor d se encuentra dentro de la región de decisión de no rechazar, lo que indica que para un nivel de confianza del 95% no existe autocorrelación positiva o negativa para de los residuos, por ende, se cumple el supuesto de No autocorrelación. Gráficamente se aprecia la no autocorrelación existente para la estación Los Panguiles.



APÉNDICE VI

Valores de la Prueba U de Mann-Whitney para las cinco estaciones pluviográficas seleccionadas.

Tabla 44: Valores de la Prueba U de Mann-Whitney.

Estación	UA	UB	Zc	Valor P	Decisión
Melipilla	2012,5	1956,5	0,136	0,055	Se acepta Ho
Cerro Calán	1968	2001	0,080	0,032	Se acepta Ho
Pirque	1962	2007	0,156	0,063	Se acepta Ho
Embalse Rungue	1968,5	2000,5	0,078	0,032	Se acepta Ho
Los Panguiles	2062	1907	0,370	0,140	Se acepta Ho

Fuente: Elaboración propia.

Se acepta Ho cuando:

$$P \geq \frac{\alpha}{2}; \text{ en donde } \alpha = 0,05$$

ANEXOS

ANEXO I

Mapa de distribución geográfica de las cinco estaciones pluviográficas seleccionadas. (Región Metropolitana).

ANEXO II

**Altitud, Coordenadas geográficas y UTM de las
estaciones seleccionadas.**

Tabla 43: Coordenadas Cartográficas y altitud de las estaciones pluviográficas seleccionadas.

Estación Meteorológica	Coordenadas Cartográficas		Altitud
	Latitud	Longitud	
Cerro Calán	33° 23'	70° 32'	860 m.s.n.m.
Pirque	33° 40'	70° 36'	670 m.s.n.m.
Los Panguiles	33° 26'	71° 00'	250 m.s.n.m.
Embalse Rungue	33° 02'	70° 54'	710 m.s.n.m.
Melipilla	33° 42'	71° 13'	169 m.s.n.m.

Tabla 44: Coordenadas UTM de las estaciones pluviográficas seleccionadas.

Estación Meteorológica	Coordenadas UTM Norte	Coordenadas UTM Este
Cerro Calán	6303603	357217
Pirque	6273315	353054
Los Panguiles	6298611	311896
Embalse Rungue	6344528	321805
Melipilla	6269292	295470

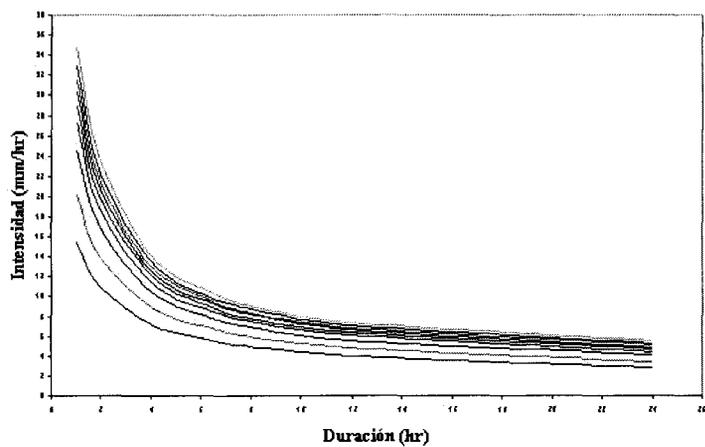
ANEXO III

Muestreos realizados a cada una de las cinco estaciones pluviográficas seleccionadas.

Muestreos Estación Melipilla

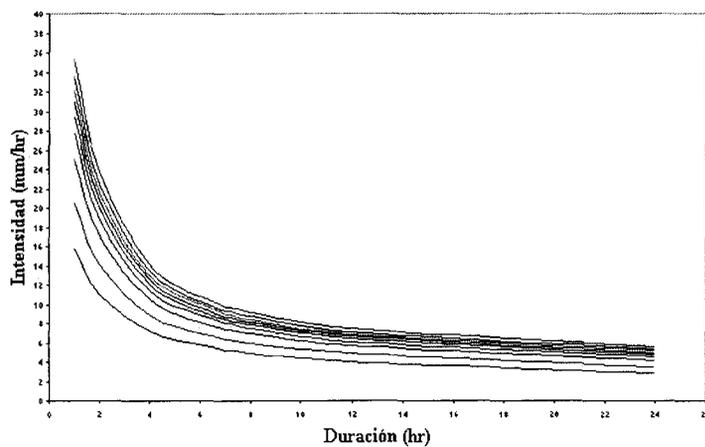
Muestreo número 1

Curvas IDF Melipilla



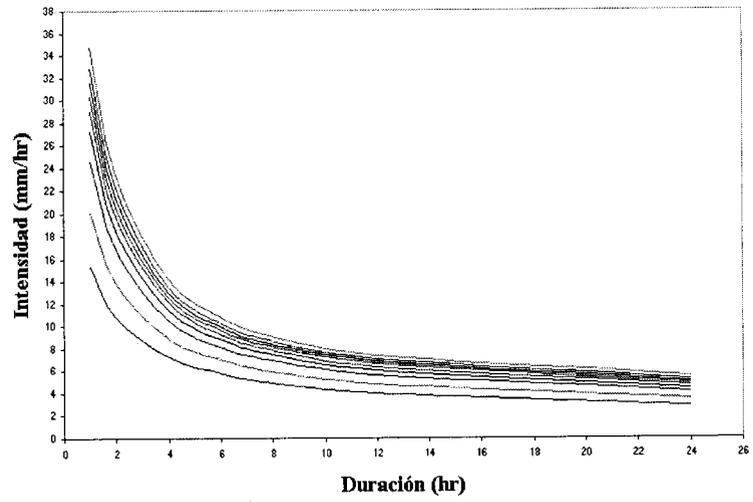
Muestreo número 2

Curvas IDF Melipilla



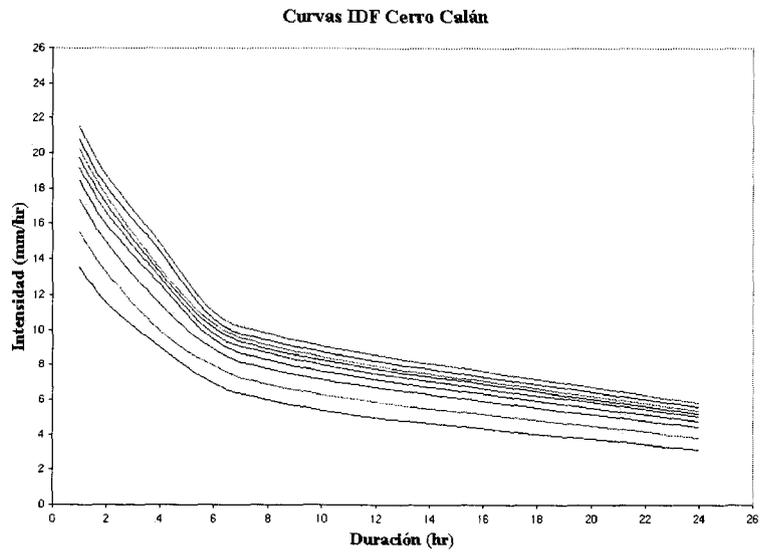
Muestreo número 3

Curvas IDF Melipilla

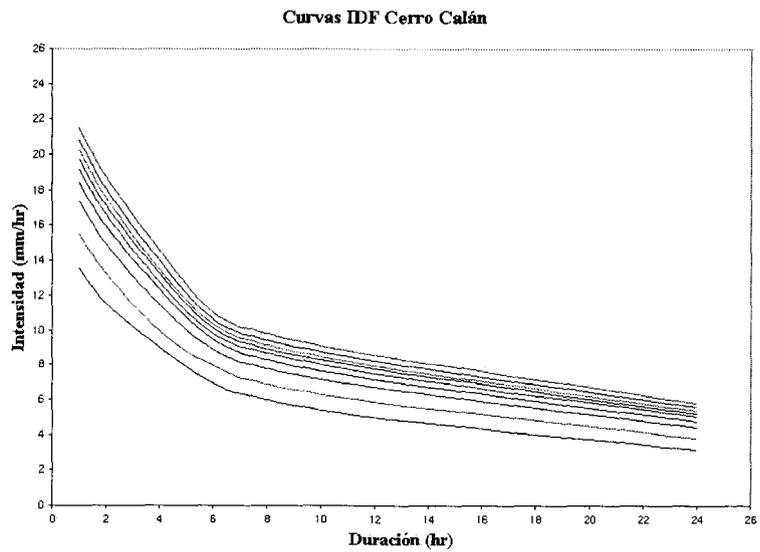


Muestreos Estación Cerro Calán.

Muestreo número 1

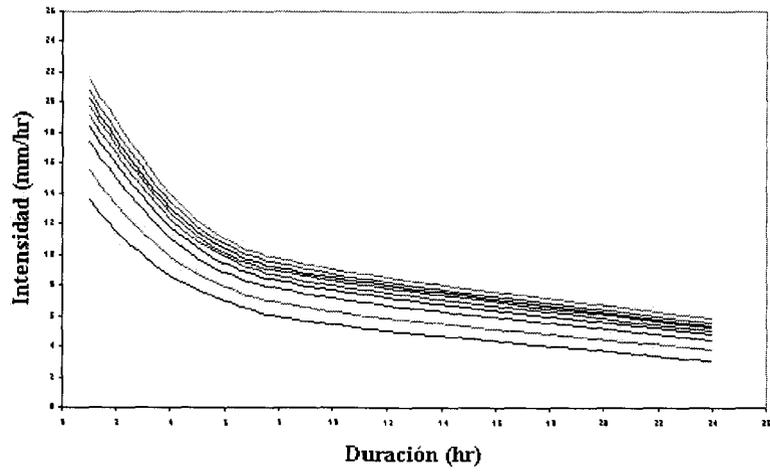


Muestreo número 2



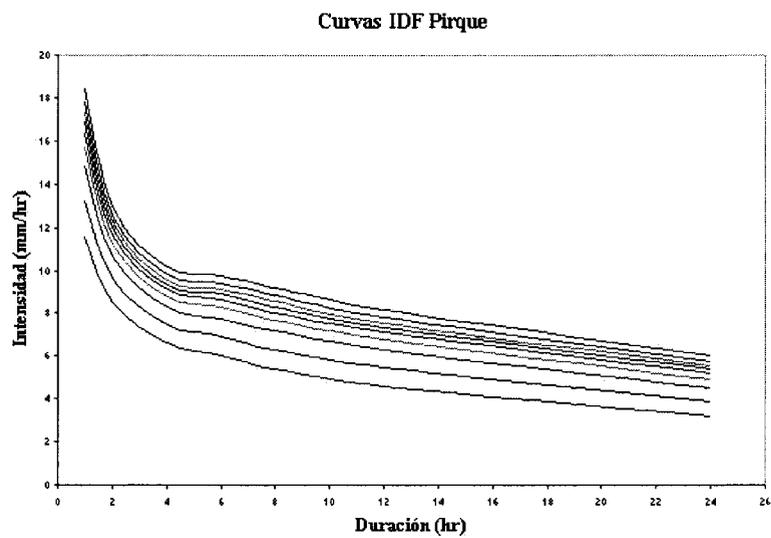
Muestreo número 3

Curvas IDF Cerro Calán

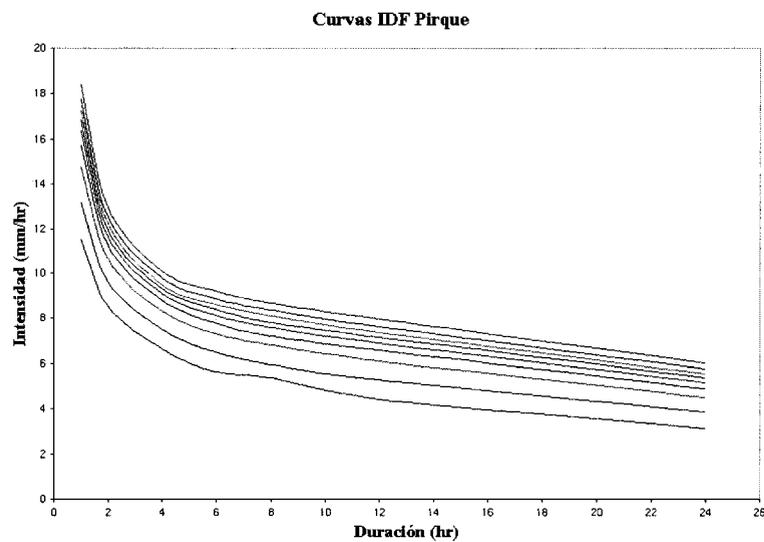


Muestras Estación Pirque.

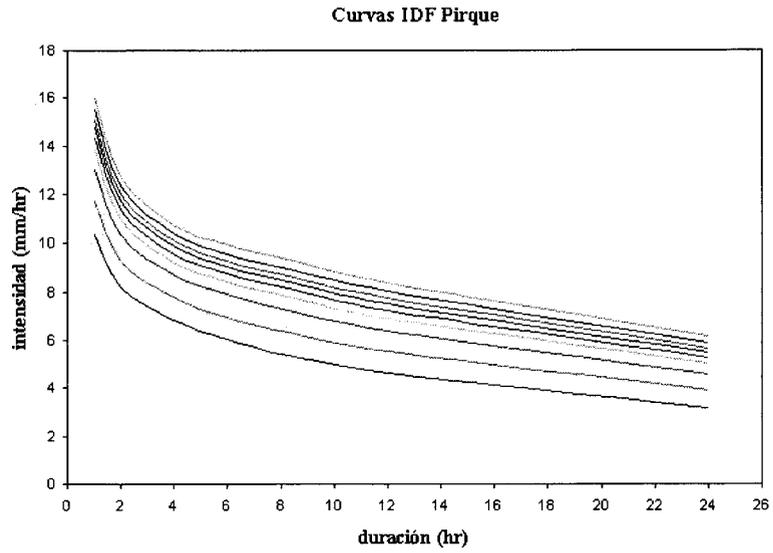
Muestreo número 1



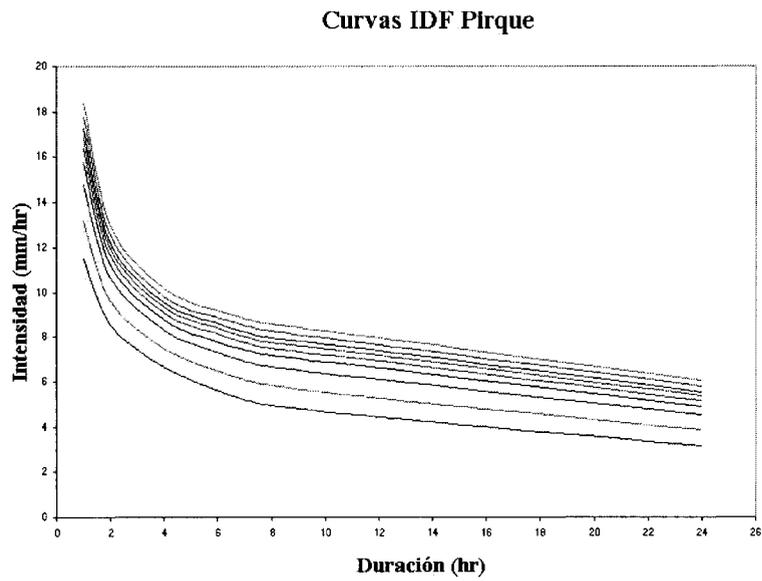
Muestreo número 2



Muestreo número 3



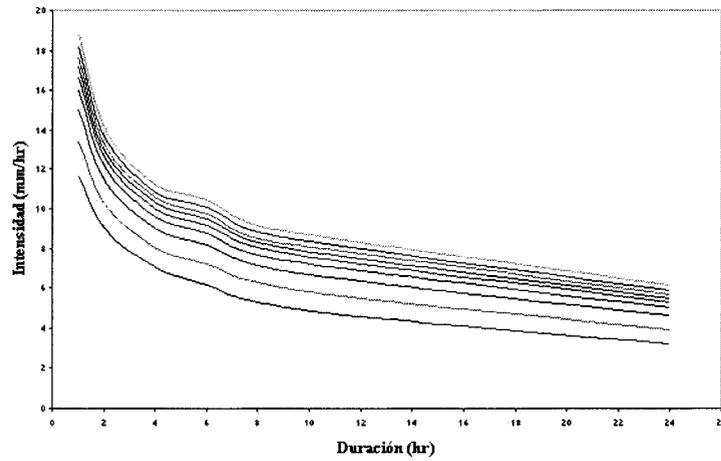
Muestreo número 4



Muestreos estación Embalse Rungue.

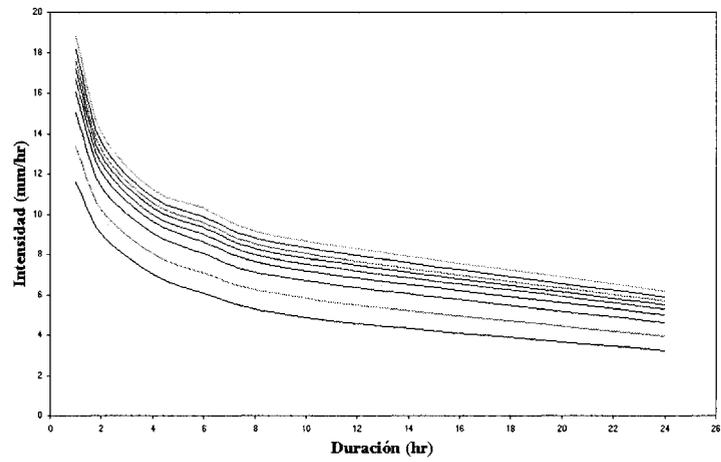
Muestreo número 1

Curvas IDF Embalse Rungue



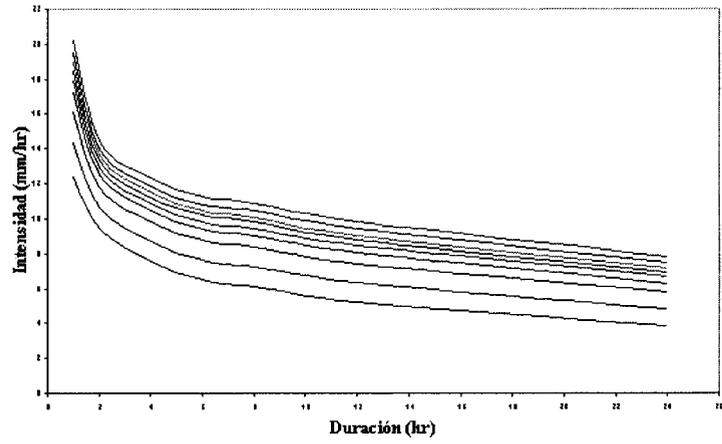
Muestreo número 2

Curvas IDF Embalse Rungue



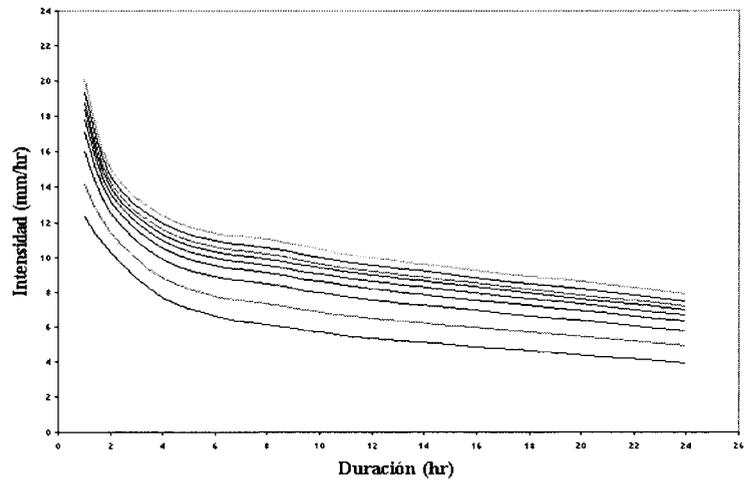
Muestreo número 3

Curvas IDF Embalse Rungue



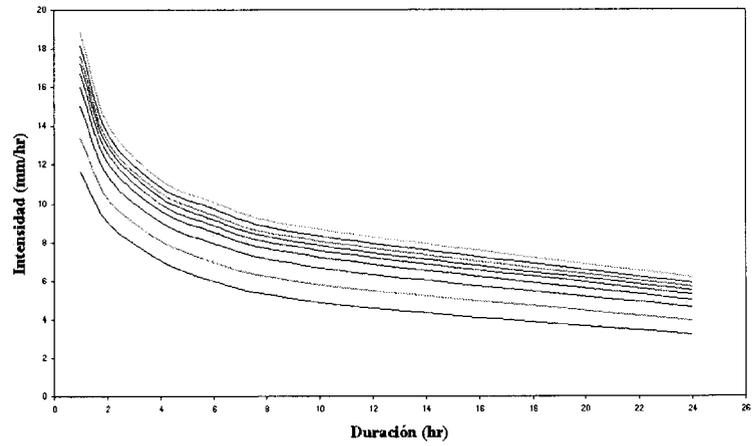
Muestreo número 4

Curvas IDF Embalse Rungue



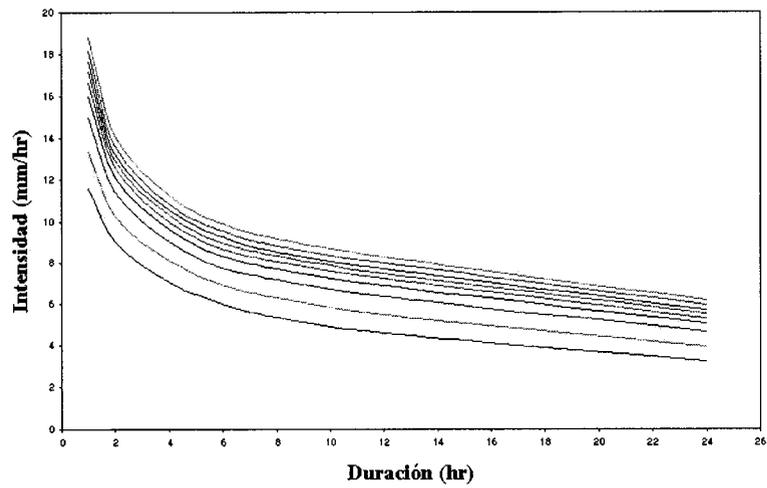
Muestreo número 5

Curvas IDF Embalse Rungue



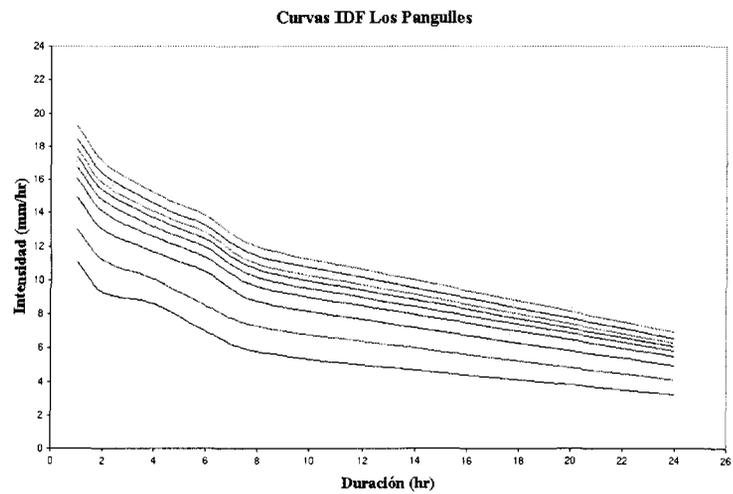
Muestreo número 6

Curvas IDF Embalse Rungue.

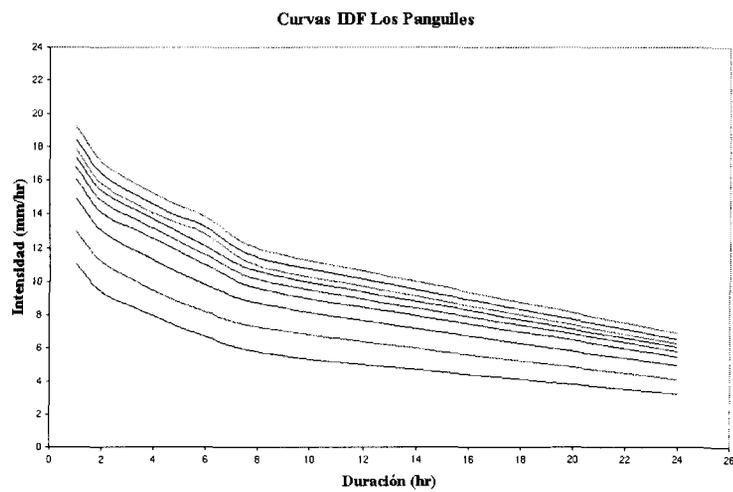


Muestreos Estación los Panguiles.

Muestreo número 1

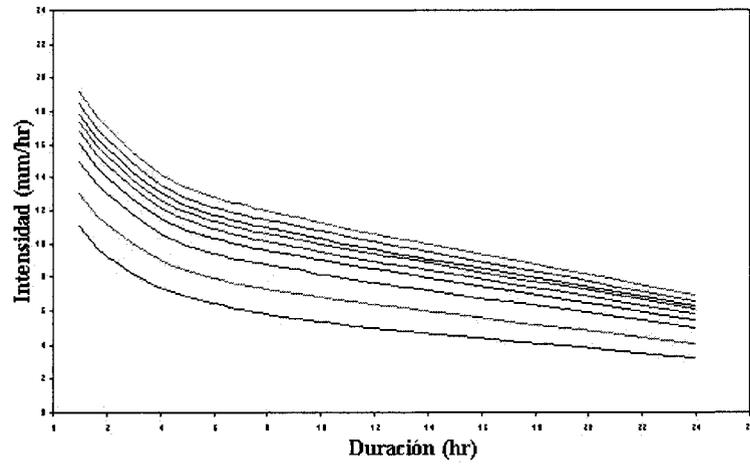


Muestreo número 2



Muestreo número 3

Curvas IDF Estación Los Panguiles



ANEXO IV

Test de Goldfeld – Quandt.

Procedimiento para aplicar el test de Goldfeld – Quandt.

Para la aplicación del test de Goldfeld – Quandt se deben seguir los siete pasos siguientes:

- Paso 1:** Se debe construir una tabla con los datos de origen X e Y.
- Paso 2:** Se deben ordenar los datos de menor a mayor según la magnitud de la variable X.
- Paso 3:** Se debe omitir las c observaciones centrales, para esto se divide por 3 el número total de datos; $c = n/3$.
- Paso 4:** Posteriormente se ajustan dos rectas de regresión independientes, R1 y R2, en donde R1 y R2 corresponden a los grupos de varianzas pequeñas y grandes respectivamente.
- Paso 5:** Se calcula la suma de los cuadrados de los residuos de cada una de las dos rectas R1 y R2. (SCR1 y SCR2).
- Paso 6:** Se calcula $k = \frac{SCE_2 / g.l.}{SCE / g.l.}$, el cual se distribuye como un aprueba F de Snedecor con $[(n - c) / 2 - 2]$ grados de libertad (g.l.), tanto para el numerador como para el denominador.
- Paso 7:** Se compara el valor k de tabla con el valor k calculado. Si el k de tabla es mayor que el k calculado se asume que para un nivel de confianza dado no existe heterocedasticidad de las varianzas.

ANEXO V

Test de Durbin – Watson.

Tabla 45: Reglas de decisión de la prueba d de Durbin-Watson.

Hipótesis nula	Decisión	Sí
No autocorrelación positiva	Rechazar	$0 < d < d_i$
No autocorrelación positiva	No tomar decisión	$d_i \leq d \leq d_s$
No correlación negativa	Rechazar	$4 - d_i < d < 4$
No correlación negativa	No tomar decisión	$4 - d_s \leq d \leq 4 - d_i$
No autocorrelación, positiva o negativa	No rechazar	$d_s < d < 4 - d_s$

Fuente: Gujarati, 1992.

ANEXO VI

Test U de Mann-Whitney para muestras grandes ($n > 10$)

Prueba U de Mann-Whitney para muestras grandes.

Cuando se desea aplicar la prueba U de Mann-Whitney en muestras grandes ($n > 10$), la distribución de U se asemeja a una distribución normal, y se siguen los siguientes pasos:

Paso 1 Se selecciona el menor U, entre U_A y U_B .

Paso 2: Se obtiene un valor Z aplicando la siguiente fórmula:

$$Z = \frac{U - E(U)}{\sqrt{V(U)}}$$

en donde:

$$E(U) = \frac{n_1 * n_2}{2} \quad \text{y} \quad V(U) = \frac{n_1 * n_2 * (n_1 + n_2 + 1)}{12}$$

con n_1 = número de observaciones en la muestra A.

n_2 = número de observaciones en la muestra B.

Paso 3: Finalmente, se busca en una tabla correspondiente a la distribución normal la probabilidad (valor p) asociada al Z calculado y se compara con el nivel de significancia.

Nota: Como regla de decisión se considera una prueba de dos colas y un valor $\alpha = 0,05$.

Si $P \geq \frac{\alpha}{2}$, entonces se acepta la hipótesis nula.

Si $P < \frac{\alpha}{2}$, entonces se rechaza la hipótesis nula.

Fuente: Jordán (2002).

ANEXO VII

Método Iterativo o Método p.

Procedimiento para aplicar el test de Goldfeld – Quandt.

Para la aplicación del método iterativo p se deben seguir los siete pasos siguientes:

- Paso 1:** Determinar ρ , donde $\rho = (1-d/2)$, siendo d el indicador matemático de Durbin-Watson.
- Paso 2:** Posteriormente se deb realizar una transformaciónde variables:
Se tiene el modelo original (1) $Y_t = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 X_{2t}$.
Si la expresión (1) se cumple para t,también se cumple para t-1.
Luego, se tiene la expresión (2) $Y_{t-1} = a_0 + a_1 X_{1t-1} + a_2 X_{2t-1}$.
Multiplicando (2) por ρ queda la siguiente expresión (3):
(3) $\rho Y_{t-1} = \rho a_0 + \rho a_1 X_{1t-1} + \rho a_2 X_{2t-1}$.
Restando (1) con (3) se obtiene lo siguiente:
 $Y^*_t = a_0^* + a_1^* X_{1t} + a_2^* X_{2t}$
En donde, $a_0^* = a_0 (1-\rho)$, $Y^*_t = (Y_t - \rho Y_{t-1})$, $X_{1t}^* = (X_{1t} - \rho X_{1t-1})$,
 $X_{2t}^* = (X_{2t} - \rho X_{2t-1})$.
- Paso 3:** Se debe correr la regresión lineal Y^*_t v/s X_{1t}^* , X_{2t}^* .
- Paso 4:** Posteriormente se deb determinar los coeficientes de regresión originales (a_0 , a_1 y a_2), en donde $a_0 = a_0^*/(1-\rho)$, $a_1 = a_1^*$ y $a_2 = a_2^*$
- Paso 5:** Verificar la no-autocorrelación de los modelos (test de Durbin-Watson). Si el problema persiste se debe iterar el procedimiento nuevamente, ya que existen modelos con autocorrelación mayor a primer orden.

Fuente: Cid *et al*, 1990; Gujarati, 1992, Citados por Abarza (2001).