



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

**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**

**ALEJANDRO ENRIQUE ABARZA MARTÍNEZ**

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

**PROFESOR GUÍA: Dr. Ing. ROBERTO PIZARRO TAPIA**

**TALCA – CHILE**

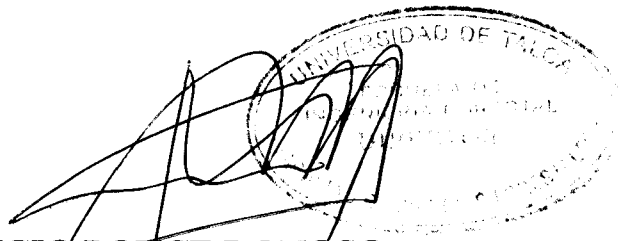
**2001**

**Memoria apoyada por el Programa de Financiamiento de Memorias  
Gobierno Regional del Maule – Universidad de Talca.**

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

El alumno Sr. Alejandro Enrique Abarza Martínez, ha realizado la memoria: "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", como uno de los requisitos para optar al título de Ingeniero Forestal. El profesor guía es el profesor Sr. Roberto Pizarro Tapia.

La comisión de calificación, constituida por los Sres. Roberto Pizarro Tapia y Mauricio Ponce Donoso, evaluó la memoria con una nota de 6,9 (seis coma nueve).



**MAURICIO PONCE DONOSO  
DIRECTOR**

**ESCUELA DE INGENIERIA FORESTAL**

## **DEDICATORIA**

### ***A MIS PADRES HUGO Y GLADIS***

*A quienes les debo todo lo que soy,  
gracias a su esfuerzo, dedicación,  
y al apoyo incondicional en todo momento,  
y a la enseñanza de vida de vencer  
los obstáculos que esta nos depara con amor y sacrificio;  
y hacer de mí una persona de bien*

***A Mis Hermanos;***

***A Mis Tíos;***

***A la Familia que me rodea;***

## AGRADECIMIENTOS

Los más sinceros agradecimientos van dirigidos a todas aquellas personas e instituciones que prestaron su ayuda desinteresada en la realización de esta memoria académica. Agradezco a:

- El profesor guía Dr. Ingeniero Forestal Roberto Pizarro Tapia, por sus constantes y valiosos consejos durante toda esta investigación.
- Al personal técnico de la Dirección General de Aguas, Oficina Central y DGA VII Región, en especial, a los Sres. Pedro Bravo Carrasco, Juan Bastías, Salvador Alegría y Claudio Ramírez Bravo, por su participación activa y por la facilitación de información requerida para el desarrollo de dicha investigación.
- Al Ministerio de Obras Públicas, en especial al Seremi de Obras Públicas VII Región el Señor Enrique Jiménez, quien aportó información valiosa para el desarrollo de esta memoria.
- A la profesora María Gloria Ycaza, quien aportó sus conocimientos acabados en materias de estadísticas.
- Al Gobierno Regional por el apoyo económico otorgado para el desarrollo de esta investigación, a través del Programa de Financiamiento de Memorias Gobierno Regional del Maule - Universidad de Talca.

Además de agradecer, a todos quienes colaboraron con sus valiosos consejos y conocimientos en el desarrollo del presente estudio y cuyos nombres se han omitido involuntariamente.

## RESUMEN

Este estudio analiza la construcción de las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia (IDF), en la VII Región del Maule, Chile, en base al comportamiento de 4900 chubascos diferentes para 4 estaciones pluviográficas en el Valle Central y de 2 para la Cordillera de los Andes. Estas estaciones son Talca, Penciahue, Melozal, Parral, Colorado y Bullileo, ubicadas entre los 35°23' y los 36°17' de latitud, y los 71°48' y 71°16' de longitud, y cuentan con información de 14, 16 y 17 años.

La metodología consistió en muestreos sobre los pluviogramas respectivos, con el fin de obtener las intensidades máximas por año, para las duraciones de 24, 12, 8, 6, 4, 2 y 1 hora. Los datos se llevaron a intensidad horaria y para cada duración se ajustó la función de Gumbel, que dio excelentes medidas de bondad de ajuste. Luego, se construyeron las curvas IDF para los períodos de retorno 5, 10, 20, 30, 40, 50, 60, 75 y 100 años. Posteriormente se construyeron tablas de uso práctico para la extrapolación de las curvas hacia zonas sin pluviógrafos. Asimismo, se obtuvieron curvas únicas para cada estación, de la forma;  $I = k * T^m / D^n$ , donde, I es la intensidad de precipitación en mm/hr; T el período de retorno en años; D la duración en minutos y; K, m y n, constantes de regresión.

Estas curvas obtuvieron excelentes niveles de calidad de ajuste ( $R^2$  y la prueba U de Mann-Whitney), previa comprobación de los supuestos de regresión y previa realización de las correcciones respectivas. Así, se puede señalar que las curvas IDF obtenidas para las estaciones de la Cordillera de los Andes, con respecto a las del Valle Central, son muy similares, a excepción de que las ordenadas de intensidad horaria son más altas en la zona cordillerana andina.

Finalmente, en función de los resultados obtenidos, se puede recomendar la utilización de los 6 modelos ajustados, para su utilización y extrapolación en zonas o estaciones cercanas con regímenes climáticos similares.

## SUMMARY

This study analyzes Intensity-Duration-Frequency curves, in the Maule Region, Chile, based in the behavior of 4900 different storms for 6 pluviograph stations, 4 of them in the Central Valley and 2 in the Andes mountains. These stations are Talca, Penciahue, Melozal, Parral, Colorado and Bullileo, located between latitude 35°23' and 36°17', and longitude 71°48' and 71°16', which had information of 14, 16 and 17 years.

The methodology was based of samplings on the respective pluviograph, in order to obtain maximum intensities per year, for 24, 12, 8, 6, 4, 2, and 1 hour intervals. The information was transformed to hourly intensity and for each duration were adjusted Gumbel function, which excellent results of goodness of fit. Then, were constructed the curves IDF for the return periods 5, 10, 20, 30, 40, 50, 60, 75 and 100 years. Later, were constructed tables of practical use for the extrapolation of the curves towards zones without pluviograph. Likewise, mathematical expressions of curves were obtained for every station, of the form;  $I = k * T^m / D^n$ , where, I it is the intensity of rainfall in mm per hour; T the return period in years; D the duration in minutes and; K, m and n, constants of regression.

These curves obtained excellent levels of goodness of fit ( $R^2$  and the Mann-Whitney test), previous checking of regression suppositions and the respective adjustments correction. So, it is possible to indicate that curves IDF obtained for the stations of the Andes mountain, with respect to the Central Valley stations, are very similar, with the exception of hourly intensity are more higher in Andes mountain.

{PRIVATE}Finally, with results obtained, it is possible to suggest the use of all 6 models, for their utilization and extrapolation to nearby areas with similar weather.

# ÍNDICE

	Página
<b>1.- INTRODUCCIÓN.....</b>	<b>1</b>
<b>2.- OBJETIVOS.....</b>	<b>3</b>
2.1.- Descripción de los Objetivos.....	3
2.1.1.- Objetivo General.....	3
2.1.2.- Objetivos Específicos.....	3
<b>3.- ANTECEDENTES GENERALES .....</b>	<b>4</b>
<b>4.- REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA.....</b>	<b>8</b>
4.1.- Definición de las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia.....	8
4.2.- Aplicación de las Curvas IDF.....	10
4.3.- Análisis estadístico de las variables hidrológicas en el estudio.....	15
4.4.- Construcción de las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia.....	16
<b>5.- METODOLOGÍA.....</b>	<b>20</b>
5.1.- Fases Metodológicas.....	20
5.1.1.- Revisión bibliográfica.....	20
5.1.2.- Selección de las estaciones pluviográficas.....	20
5.1.3.- Recolección de la información requerida.....	21
5.1.4.- Selección de las intensidades de precipitación máxima anuales.....	21
5.1.5.- Ajuste de los datos con la función de distribución de probabilidad de Gumbel.....	22



5.1.5.1.- Medidas de bondad de ajuste.....	23
i.- Coeficiente de determinación ( $R^2$ ).....	23
ii.- Test de Kolmogorov-Smirnov.....	24
5.1.6.- Determinación de las curvas IDF para distintos períodos de retorno y duraciones .....	25
5.1.7.- Tablas de uso práctico.....	26
5.1.8.- Análisis estadístico.....	27
5.1.8.1.- Análisis de regresión.....	28
5.1.8.1.1.- Supuestos de regresión.....	28
a.- Supuesto de Normalidad.....	28
b.- Supuesto de Homocedasticidad.....	30
c.- Supuesto de no-Autocorrelación.....	31
5.1.8.1.2.- Medidas de bondad de ajuste del modelo seleccionado .....	34
a.- Coeficiente de Determinación ( $R^2$ ) .....	34
b.- Prueba de U de Mann – Whitney .....	34
5.1.9.- Presentación de Resultados .....	36
5.1.10.- Análisis y Discusión de Resultados .....	37
5.1.11.- Conclusiones y Recomendaciones .....	37
5.2.- Materiales y equipos.....	38
<b>6.- PRESENTACIÓN DE RESULTADOS.....</b>	<b>39</b>
6.1.- Alturas máximas de precipitación.....	39
6.2.- Cálculo de las intensidades máximas de precipitación para las seis estaciones pluviográficas.....	45
6.3.- Ajuste de los datos a la función de Gumbel .....	52
6.4.- Determinación de las pruebas de bondad de ajuste.....	53

6.5.- Curvas IDF para cada estación pluviográfica.....	56
6.6.- Tablas de uso práctico .....	59
6.7.- Análisis estadístico .....	66
6.7.1.- Modelos de regresión lineal múltiple .....	66
6.7.1.1.- Modelo de regresión estación Pencahue.....	67
6.7.1.2.- Modelo de regresión Talca .....	71
6.7.1.3.- Modelo regresión Parral .....	75
6.7.1.4.- Modelo regresión Melozal .....	79
6.7.1.5.- Modelo regresión Colorado .....	83
6.7.1.6.- Modelo regresión Bullileo .....	87
6.7.2.- Medidas de bondad de ajuste de los modelos ajustados.....	91
<b>7.- ANÁLISIS Y DISCUSIÓN DE RESULTADOS.....</b>	<b>92</b>
7.1.- Selección y recolección de la información pluviométrica .....	92
7.2.- Selección de las intensidades máximas anuales .....	93
7.3.- Pruebas de bondad de ajuste .....	94
7.4.- Diseño de las curvas IDF y las tablas de uso práctico.....	94
7.5.- Modelo de regresión lineal múltiple utilizado.....	96
7.6.- Medidas de bondad de ajuste de los modelos ajustados.....	97
<b>8.- CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES.....</b>	<b>98</b>
8.1.- Conclusiones.....	98
8.2.- Recomendaciones.....	99
<b>9.- BIBLIOGRAFÍA.....</b>	<b>102</b>

## **APÉNDICES.**

- I.- Análisis de regresión de la estación Penciahue.
- II.- Análisis y supuestos de regresión estación Penciahue.
- III.- Análisis de regresión y supuesto de No-Autocorrelación del modelo lineal múltiple transformado estación Penciahue.
- IV.- Análisis de regresión de la estación Talca
- V.- Análisis y supuestos de regresión estación Talca.
- VI.- Análisis de regresión y supuesto de No-Autocorrelación del primer modelo lineal múltiple transformado estación Talca.
- VII.- Análisis de regresión y supuesto de No-Autocorrelación del segundo modelo lineal múltiple transformado estación Talca.
- VIII.- Análisis de regresión de la estación Parral.
- IX.- Análisis y supuestos de regresión estación Parral.
- X.- Análisis de regresión y supuesto de No-Autocorrelación del modelo lineal múltiple transformado estación Parral.
- XI.- Análisis de regresión de la estación Melozal.
- XII.- Análisis y supuestos de regresión estación Melozal.
- XIII.- Análisis de regresión y supuesto de No-Autocorrelación del modelo lineal múltiple transformado estación Melozal.
- XIV.- Análisis de regresión de la estación Colorado.
- XV.- Análisis y supuestos de regresión estación Colorado.
- XVI.- Análisis de regresión y supuesto de No-Autocorrelación del modelo lineal múltiple transformado estación Colorado.
- XVII.- Análisis de regresión de la estación Bullileo.
- XVIII.- Análisis y supuestos de regresión estación Bullileo.
- XIX.- Análisis de regresión y supuesto de No-Autocorrelación del primer modelo lineal múltiple transformado estación Bullileo.
- XX.- Análisis de regresión y supuesto de No-Autocorrelación del segundo modelo lineal múltiple transformado estación Bullileo.

XXI.- Medidas de bondad de ajuste de los modelos ajustados para cada estación pluviográfica.

## **ANEXOS.**

- I.- Mapa con información meteorológica de la Región y las estaciones seleccionadas en este estudio.
- II.- Ubicación geográfica de las estaciones seleccionadas, precipitaciones medias anuales y, los años de estadística utilizados en el análisis.
- III.- Muestreos realizados a las estaciones pluviográficas.
- IV.- Test de Goldfeld – Quandt.
- V.- Reglas de decisión de la prueba de Durbin & Watson.
- VI.- Procedimiento analítico del Método Iterativo o Método p.

## **1.- INTRODUCCIÓN.**

El agua es un recurso fundamental para la vida y un factor esencial para el sector productivo, por lo que, el estudio de las precipitaciones en la Región, tiene especial importancia debido al predominio de las actividades relacionadas con el aprovechamiento de los recursos hídricos. A través de esto es posible obtener una información valiosa para la gestión del agua, en términos de los usos agrícolas, forestales, energéticos, de uso doméstico, etc.

Por otro lado, estudiar las precipitaciones y conocer su distribución temporal es motivo de interés para diversos fines, por ejemplo meteorológicos y edafológicos, como también hidrológicos, al tiempo de lo cual se pueden proporcionar índices para realizar estudios de crecidas o permitir la alimentación de modelos precipitación-escorrentía que permitan mejorar la información disponible, para un adecuado diseño y dimensionamiento de las obras civiles. Para esto, es necesario conocer las intensidades de precipitación, para distintos períodos de retorno.

La precipitación, como variable de estado hidrológica, se puede caracterizar a través de la intensidad, su distribución en el espacio y en el tiempo, y su frecuencia o probabilidad de ocurrencia, y para poder caracterizarla es necesario un gran número de observaciones, extraídas de series pluviográficas, con el objeto de deducir el patrón de comportamiento en una zona determinada y permitir un análisis o uso posterior.

Ahora bien, la disponibilidad de datos de caudal es imprescindible para el diseño y planificación de actividades físicas. Pero, muchas veces no se dispone de registros de caudales, o éstos no tienen la suficiente duración como para hacer los análisis de frecuencia requeridos; debe entonces usarse la información pluviométrica para estimar crecidas de cierta frecuencia. Es, por lo tanto, muchas veces necesario presentar la información

pluviométrica correspondiente a una tormenta o lluvia en formas de intensidades, a partir de los registros de las estaciones pluviográficas en estudio.

Por ende, este proyecto pretende analizar el diseño y construcción de las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia, (IDF), para la VII región del país, para lo cual se necesitará conocer el comportamiento de las precipitaciones a través de una curva que entrega la intensidad media en función de la duración y la frecuencia, en 4 estaciones pluviográficas distribuidas en el Valle Central y para dos estaciones en la Cordillera de los Andes; y cuya única finalidad será la de aportar patrones de conductas de las lluvias, tal que permitan diseños confiables y efectivos para la ingeniería hidráulica, además de poner a disposición de los investigadores una herramienta de análisis y planificación en el largo plazo.

## **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 del Maule.

### **2.2. - OBJETIVOS ESPECIFICOS.**

- Obtener las Curvas Intensidad – Duración – Frecuencia para seis estaciones pluviográficas de la VII Región de Chile.
- Analizar y caracterizar las curvas IDF, en el sector Cordillerano Andino, y en el Valle Central de la VII Región de Chile.

### **3.- ANTECEDENTES GENERALES.**

El área de aplicación de las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia (IDF) se encuentra en la VII Región administrativa del país o Región del Maule. En términos generales, según el Censo de 1992 (INE,1992; Díaz y Domínguez, 1997, citado por Ramírez, 1998), la Región posee una población de 836.141 habitantes, con una densidad de 27,6 hab/km<sup>2</sup> y una superficie de 30535 Km<sup>2</sup> que representa el 4% de la superficie total del país.

Por otra parte, en lo que a relieve se refiere, la zona en estudio se caracteriza porque la Cordillera Andina está disminuída en altura, y el Valle Central o también denominado Depresión Intermedia, ofrece amplias áreas planas y con suaves ondulaciones. A su vez, la Cordillera de la Costa va perdiendo altura y se presenta muy cortada por los valles fluviales. La planicie costera se encuentra muy poco extendida, cayendo en ella de forma abrupta la Cordillera de la Costa.

En relación al clima, es importante señalar que en la región existe una variedad de tipos climáticos que van desde un templado cálido con lluvias y gran nubosidad en la Cordillera de la Costa y Valle Central hasta el tipo frío en la Cordillera de los Andes. En este sentido, según el Instituto Geográfico Militar (1985), la Región del Maule posee una estación seca (verano) que dura 8 meses y una concentración del máximo de lluvias en otra húmeda (invierno) desde el mes de Mayo a Septiembre, siendo los meses de mayor pluviosidad Junio y Julio, Balance Hídrico de Chile (1987), citado por Marabolí, (2000).



En cuanto a las temperaturas en la Región, según la Nueva Enciclopedia Temática-Planeta (1992), éstas oscilan como promedio entre los 28°C en Enero hasta 10°C en Julio, mientras que las precipitaciones aumentan desde 500 mm al Norte hasta 1.270 mm al Sur. Asimismo, el Balance Hídrico de Chile (1987), citado por MOP, DGA (1988), destaca el tipo mediterráneo que fluctúa entre los 31°30' hacia el Sur (Aconcagua al Bío-Bío). Por otro lado, el Atlas Geográfico del Universo y de Chile Regionalizado (1993) explicita que la temperatura media por ejemplo en Talca, es de 14,7°C y la precipitación media es de 735 mm.

En lo que a recursos hídricos compete, se puede señalar que la zona hidrográfica correspondiente a la parte central del país, también conocida como zona subhúmeda, esta caracterizada por la presencia de ríos en torrente de régimen mixto, título que a la vez sintetiza sus características hidrológicas. Es importante mencionar, que en la falda occidental de la Cordillera de los Andes es donde emplazan sus cabeceras los principales ríos y donde se generan los mayores recursos hidrológicos. Por otro lado, la presencia de los Andes, determina una abundante precipitación nival en invierno. Asimismo, los grandes ríos de origen andino en la región, como el Mataquito y el Maule, se caracterizan por su escurrimiento torrencial y régimen mixto, con crecidas pluviales en invierno y nivales en primavera y comienzos del verano.

En cuanto a la disponibilidad de agua en el país, es necesario mencionar que desde Santiago al norte es inferior a 1.000 m<sup>3</sup>/hab/año, valor que indica que los recursos hídricos constituyen un freno al desarrollo. Inclusive en algunas zonas es menor a 500 m<sup>3</sup>/hab/año. De igual forma, si se consideran los distintos tipos de aprovechamiento de agua, en Chile el uso del agua por habitante es el más alto de América Latina. Así por ejemplo, en promedio en el país es necesario aprovechar 15.000 litros diarios de agua por habitante, de los cuales el 68,0% se usa en la generación eléctrica, el 27,1% para uso agrícola, el 2,1% para uso industrial, el 1,5% para uso minero y el 1,4% (210 litros) para uso doméstico.

En lo que concierne a la generación de las precipitaciones en el país, ésta varía de norte a sur, siendo en el Norte, de origen más convectivo y asociado al régimen de circulación de baja térmica. En cambio, en la zona central y hacia el sur del país las precipitaciones se van incrementando y son producto de una mayor actividad frontal, lo que sin duda se debe a la menor presencia del anticiclón del Pacífico y al progresivo predominio de los vientos del Oeste.

Por último, en relación a la investigación es importante señalar que un acabado estudio y análisis del comportamiento de las precipitaciones de seis estaciones pluviográficas de la Región, permitirá aportar patrones de conductas de las lluvias que permitan diseños confiables y efectivos para los profesionales de la ingeniería, abocados fundamentalmente al problema de dimensionar un alcantarillado de aguas lluvias, un sistema de drenaje urbano, o un evacuador de crecidas de los ríos, para lo cual es fundamental el conocimiento de las intensidades máximas de precipitación a distintas duraciones y frecuencias. En la figura 1 se da a conocer un croquis con las estaciones pluviográficas estudiadas.

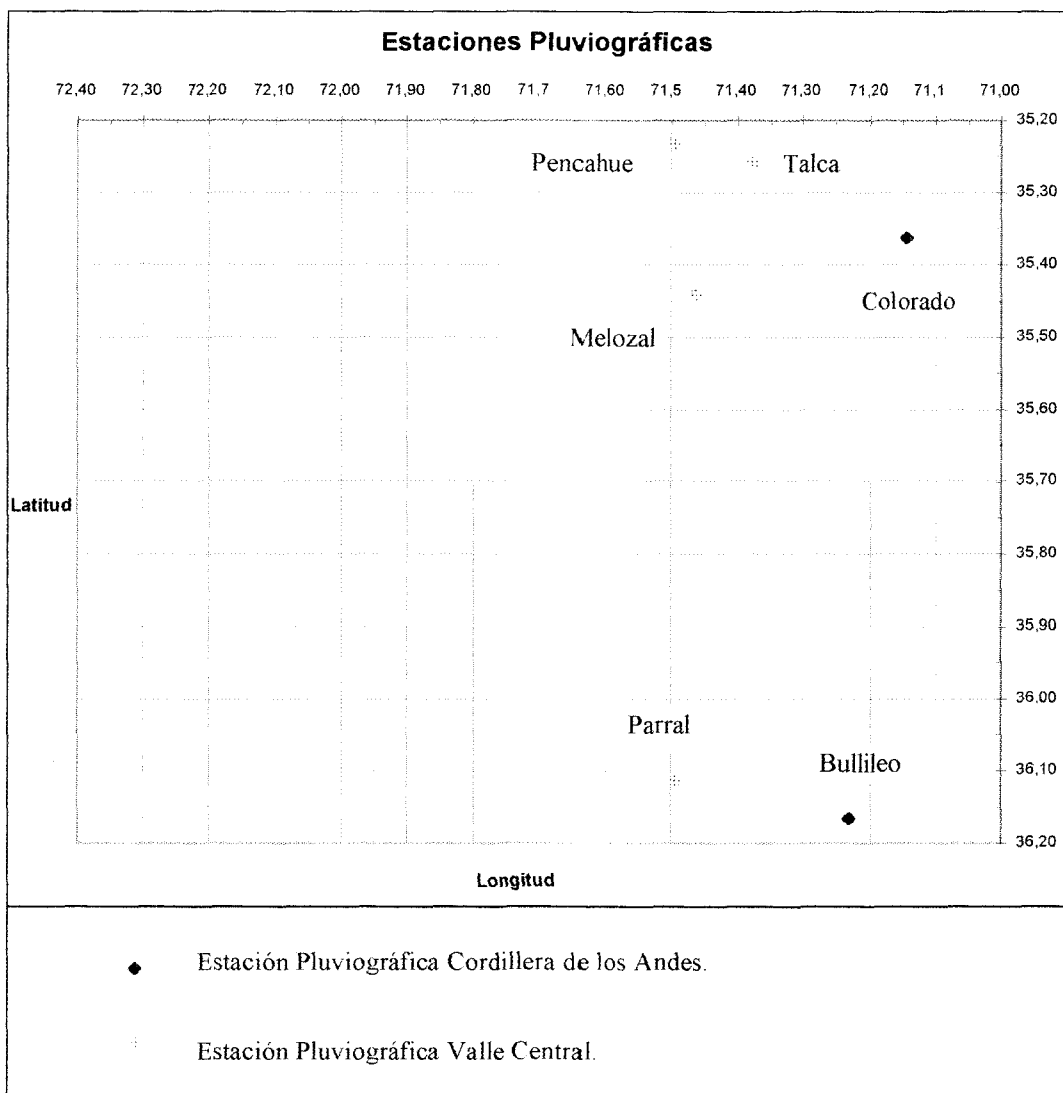


Figura 1: Croquis de la ubicación geográfica de las estaciones seleccionadas.

## 4.- REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

### 4.1- Definición de las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia.

Con respecto a las curvas Intensidad – Duración – Frecuencia (IDF), es importante señalar que éstas son curvas que resultan de unir los puntos representativos de la intensidad media en intervalos de diferente duración, y correspondientes todos ellos a una misma frecuencia o período de retorno (Témez, 1978).

Por otro lado, según Mintegui *et al* (1990), se denominan Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia (IDF) a aquellas que representan duraciones en abscisas y alturas de precipitación en las ordenadas, en la cual, 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, correspondiendo todos los de una misma curva, a un idéntico período de retorno.

Junto con la definición de las curvas, surgen otros elementos a considerar, como son la intensidad de precipitación, la frecuencia o la probabilidad de excedencia de un determinado evento. Además, es de suma importancia tener claro el concepto de cada una de estas variables, de modo de tener una visión más clara de las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia.

En este sentido se debe destacar que la intensidad, según Chow *et al* (1994), se define como la tasa temporal de precipitación, o sea, la profundidad por unidad de tiempo (mm/hr ó pulg/hr), y ésta se expresa como:

$$i = P / Td$$

Donde P es la profundidad de lluvia en mm o pulg, y Td es la duración, dada usualmente en hr.

Es importante señalar, que cuando sólo se dispone de un pluviómetro en una estación, es evidente que en general sólo se podrá conocer la intensidad media en 24 horas. Como se comprenderá, esta información puede inducir a grandes errores por defecto, por cuanto las lluvias de corta duración son en general las más intensas. Es natural entonces que las determinaciones de intensidades de lluvia se hagan a partir de los registros proporcionados por los pluviógrafos (Aros, 1997).

Otro elemento a estudiar en el diseño de las curvas IDF, es la frecuencia, la cual se expresa en función del período de retorno (T), que es el intervalo de tiempo promedio entre eventos de precipitación que igualan o exceden la magnitud de diseño (Chow *et al*, 1994).

Por otro lado, según Ulriksen *et al* (1979), la probabilidad de excedencia se define como la probabilidad de que un cierto valor  $a$  asumir por la variable aleatoria sea superado. Se define por  $1 / T$ , en donde T es el período de retorno; por consiguiente, la probabilidad de excedencia sirve para estimar riesgos en obras civiles en general, y poder tener una aplicación a largo plazo en el sector productivo. Además, dentro de las aplicaciones de la estadística, usadas comúnmente en la hidrología, está la determinación de la probabilidad o del período de recurrencia de determinado suceso. Es así, que en la hidrología torrencial se trata frecuentemente de evaluar la probabilidad de que una variable hidrológica alcance y sobrepase un determinado valor límite (Mintegui y López, 1990).

## **4.2.- Aplicación de las Curvas IDF.**

En cuánto a su aplicación, es importante señalar que uno de los primeros pasos que deben seguirse en muchos proyectos de diseño hidrológico, como es el caso del diseño de un drenaje urbano, el aprovechamiento de recursos hídricos en la generación de energía eléctrica, o el diseño de obras de ingeniería de regadíos, es la determinación del evento o eventos de lluvia que deben usarse. La forma más común de hacerlo es utilizar una tormenta de diseño o un evento que involucre una relación entre la intensidad de lluvia, la duración y las frecuencias o períodos de retorno. Esta relación se denomina curvas IDF, que son determinadas para cada sitio en particular (Chow *et al*, 1994).

Otra de las aplicaciones de las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia es en estudios de crecidas o en el diseño de redes de aguas lluvias, en los cuales es necesario conocer la intensidad de precipitación, de modo de estimar, a partir de la ecuación racional, el caudal de una cuenca específica.

### **4.2.1.- Aplicación de las curvas IDF en Chile.**

Es importante mencionar, que a nivel nacional son muy pocos los estudios relacionados con el diseño de las curvas IDF, siendo esta relación de vital importancia para la planificación hidrológica del país.

Espíldora, citado por MOP, (1981), realizó un análisis de las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia elaboradas para algunas ciudades chilenas (Santiago, Chillán, Talcahuano y Valdivia) a partir de coeficientes generalizados de duración y frecuencia, los cuales fueron contrastados con los coeficientes de duración y frecuencia obtenidos de un estudio realizado por Bell citado por MOP, (1981), que permiten calcular, conocida la

lluvia de una hora de duración y 10 años de período de retorno, lluvias de otras duraciones e igual período de retorno. Dichos factores son válidos para duraciones de lluvia entre 5 minutos y 2 horas, y para períodos de retorno entre 2 y 100 años.

Por otro lado, Varas y Sánchez, citado por EULA, (1993), proponen una metodología denominada curvas IDF generalizadas que permite estimar el valor de las precipitaciones con distintos intervalos de tiempo y períodos de retorno, a partir de la información de precipitación diaria registrada en las estaciones pluviométricas. Dicho procedimiento 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 objeto de calcular el valor con 10 años de período de retorno. Este valor se amplifica por el coeficiente 1,1 de modo de obtener la precipitación máxima en 24 horas con 10 años de período de retorno. Además, plantean que con el uso del coeficiente de duración (Cd) y el coeficiente de frecuencia (Cf) de una estación, con un régimen similar de lluvia, se pueden obtener las curvas IDF para una zona de interés.

Por otro lado, definen al coeficiente de duración (Cd) como la razón entre la lluvia caída en un intervalo cualquiera y la lluvia caída en 24 horas, ambas para un período de retorno de 10 años. Análogamente, se define al 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.

Celis, citado por EULA, (1993), construyó las curvas IDF para las ciudades de Concepción – Talcahuano, en base a la información de la estación meteorológica Bellavista, para lo cual se seleccionaron 428 chubascos diferentes (con un promedio de 33 chubascos por año) observados entre los años 1971 y 1983. El estudio consideró períodos de 10,20,40,90,.....,1440 minutos, aplicando distintos tipos de análisis de frecuencia para las intensidades registradas.

Por otra parte, en el trabajo realizado por Varas y Sánchez citado por EULA, (1993), se determinaron las curvas IDF para Concepción–Talcahuano, utilizando la información de la estación Carriel Sur de la Dirección Meteorológica de Chile, observándose que los valores encontrados para la intercomuna Concepción–Talcahuano fueron menores que los presentados por Celis, citado por EULA, (1993).

Siguiendo la metodología de las curvas IDF generalizadas, planteada por Varas y Sánchez, citado por EULA, (1993), Durán citado por la misma publicación, elaboró las curvas IDF en la ciudad de Los Angeles, con los datos de la estación del mismo nombre perteneciente a la Dirección General de Aguas.

#### **4.2.2.- Aplicación de las curvas IDF en otros países.**

Es importante mencionar, que las curvas IDF no sólo son de mucha utilidad en nuestro país, sino que en otros países son de relevancia para el diseño y planificación de estudios hidrológicos.

En este sentido, Chen (1983) propone una fórmula general para representar la relación intensidad-duración-frecuencia para los Estados Unidos. Este método tiene gran potencial para la aplicación en el diseño de drenajes de aguas lluvias urbanos, y es actualmente utilizado en dicho país por la “Federation Highway Administration”, siendo necesario para la utilización de este método, las lluvias de 10 años de período de retorno y 1 hora de duración, lluvias de 24 horas con 10 años de período de retorno y lluvias de 1 hora con 100 años de período de retorno. La fórmula propuesta por Chen es la siguiente:



$$I_t^T = \frac{aI_t^{10} \log(10^{2-x} T^{x-1})}{(t+b)^c}$$

Con;

$I_t^T$  = Intensidad de lluvia en mm/hr, correspondiendo a un período de retorno de T años y una lluvia de t minutos de duración.

$R_t^{100}$  y  $R_t^{10}$  = Corresponden a las precipitaciones asociadas a una duración de t horas y un período de retorno de 100 y 10 años.

X = Es la relación de las frecuencias,  $R_t^{100} / R_t^{10}$ .

a, b, y c = Son los parámetros que dependen del lugar y de la relación  $R_1^{10} / R_{24}^{10}$ .

$I_t^{10}$  = Intensidad de lluvia asociada a 10 años de período de retorno y una duración de t horas.

Por otro lado, en India, la estimación de la intensidad de precipitación para diferentes duraciones y períodos de retorno son también necesarias para realizar estimaciones de inundaciones (Kothyari y Garde 1992), para lo cual fue necesario utilizar los registros de lluvia menores a 24 horas de duración y para regiones hidrológicas muy similares. A partir de ellos, se planteó una fórmula general para describir la relación IDF, la cual es representada por la simple ecuación de Bernard (1932), citado en Kothyari y Garde, (1992):

$$I_t^T = \frac{a_0 T^{a_1}}{t^{a_2}}$$

En donde,  $I_t^T$  = intensidad de precipitación para una duración t y un período de retorno o recurrencia de T años, y con  $a_0$ ,  $a_1$  y  $a_2$ , constantes.

Por otro lado, otros estudios se han llevado a cabo en India, y variados son los autores que han propuesto distintas fórmulas para la estimación de la intensidad de lluvia. Es en este sentido, que Bell (1969) citado por Kothyari y Garde, (1992), propuso la siguiente fórmula:

$$R_t^T = (0,21 \ln T + 0,52)(0,54t^{0,25} - 0,50) R_1^{10}$$

En donde,  $R_t^T$  = Intensidad de precipitación para un período de retorno de T años y una duración de t horas. Además,  $R_1^{10}$  es la lluvia de 1 hora de duración y un período de retorno de 10 años.

Años más tarde, usando los datos de 39 estaciones pluviográficas “Rain Babu”, Tejwani *et al*, (1979), citado por Kothyari y Garde, (1992), propusieron diferentes relaciones en distintas localidades geográficas de India. Dichas relaciones produjeron resultados con un error de (+/-) 50%. Posteriormente se fueron incorporando nuevas estaciones de control lo que derivó en una nueva fórmula planteada por Chen (1983), citado por Kothyari y Garde, (1992), que pudo representar la relación IDF, y obtener a la vez mejores resultados que los arrojados por el estudio anterior.

Chow *et al* (1994), en la ciudad de Denver en Estados Unidos, a partir de una curva Intensidad-Duración-Frecuencia, pudieron desarrollar un hietograma de diseño utilizando incrementos de tiempo de 10 minutos para una tormenta de 10 años y 2 horas.

Por otra parte, Pilgrim y Cordery citados por Chow (1994), desarrollaron un método de análisis de hietogramas basado en el ordenamiento de los intervalos de tiempo de una tormenta, teniendo en cuenta la profundidad de precipitación que ocurre en cada uno de ellos y repitiendo ese procedimiento en muchas tormentas en la región. Esta metodología es la estándar en el diseño hidrológico en Australia.

### 4.3.-Análisis estadístico de las variables hidrológicas.

Con respecto a las variables hidrológicas en estudio, se sabe que las series de caudales y precipitaciones máximas no se ajustan a distribuciones normales, por lo tanto se torna necesario utilizar distribuciones extremas, como la logarítmica-normal, la función Gamma, la función Pearson y la función de Gumbel (Mintegui y López, 1990). Con relación a esto, según Linsley *et al* (1988), los valores de precipitaciones máximas horarias o diarias, generalmente se ajustan a distribuciones tales como la función de Gumbel.

Por otro lado, entre los métodos utilizados para cuantificar las relaciones entre la intensidad y frecuencia en un punto determinado, cabe citar la función de distribución de probabilidad conocida como Gumbel. Sin embargo, no es la única que puede utilizarse para determinar precipitaciones intensas, aunque, es la más conocida y la que ha tenido mayor aplicación en todo el mundo (CEOTMA, 1981).

En este sentido, es importante señalar que para la estimación de la intensidad de precipitación a diferentes duraciones y períodos de retorno en estudios hidrológicos de India, fue necesario utilizar la distribución Gumbel, confirmando que es la distribución que mejor describe la variación de una serie anual de máxima intensidad de precipitación (Verna, 1988), citado por Kothyari y Garde, (1992). Stol (1971), citado por Dickinson, (1977), señala que la función de Gumbel es la más apropiada para representar lluvias anuales extremas y a la vez discute sobre la aplicación de dicha función para meses extremos.

#### 4.4.- Construcción de las Curvas IDF.

Con respecto a la construcción de las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia (IDF), diversos autores plantean distintas formas o métodos para su construcción. Según Aparicio (1997) existen dos métodos; el primero, llamado de intensidad - período de retorno, relaciona estas dos variables, y para cada duración por separado, mediante alguna de las funciones de distribución de probabilidad usadas en hidrología. El otro método relaciona simultáneamente la intensidad, la duración y el período de retorno en una familia de curvas, cuya ecuación es;

$$I = \frac{k * T^m}{(d + c)^n}$$

Donde k, m, n y c son constantes que se calculan mediante un análisis de correlación lineal múltiple, y en tanto que I y d corresponden a la intensidad de precipitación y la duración, respectivamente.

Por otra parte, Chow *et al* (1994), plantean dos formas de trabajar con las curvas. La primera, utiliza un análisis de frecuencia de la lluvia, considerando para ello una función de distribución de probabilidad de valor extremo como la función Gumbel.

El segundo método, expresa las curvas IDF como ecuaciones, con el fin de evitar la lectura de la intensidad de lluvia de diseño en una gráfica.

Wenzel (1982), citado por Chow *et al*, (1994), 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 es la intensidad de lluvia de diseño, y Td la duración, en tanto c, e y f son coeficientes que varían con el lugar y el período de retorno.

Por otro lado, Varas y Sánchez, citado por EULA, (1993), han propuesto otra metodología para el diseño de las curvas IDF. Dicho procedimiento plantea la siguiente expresión para estimar la intensidades máximas, para distintos períodos de retorno y duraciones;

$$P_{t,T} = K * P_{10,D} * C_{d,t} * C_{f,T}$$

Donde;

$P_{t,T}$  = Lluvia con período de retorno de T años y duración t horas en (mm).

$K$  = Coeficiente para obtener la lluvia máxima absoluta en 24 horas en función del valor máximo diario (k= 1,1).

$P_{10,D}$  = Lluvia Máxima diaria con 10 años de período de retorno.

$C_{d,t}$  = Coeficiente de duración para t horas.

$C_{f,T}$  = Coeficiente de frecuencia para T años de período de retorno.

Entonces, la intensidad máxima de precipitación queda dada por:

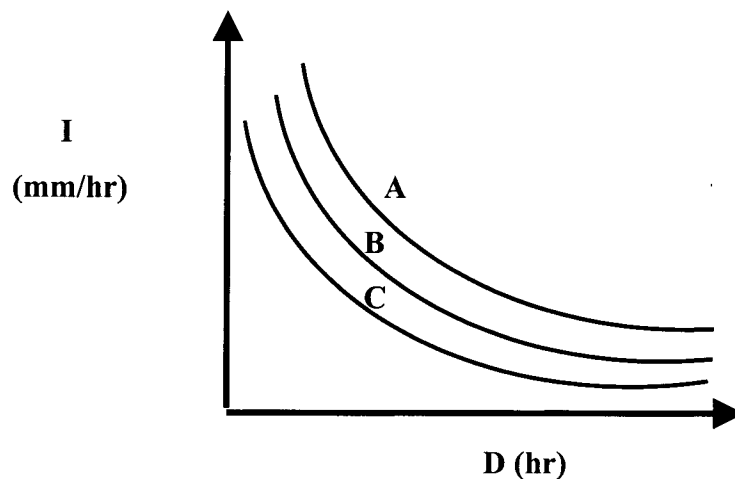
$$I_{t,T}(\text{mm/hr}) = \frac{P_{t,T}}{d}$$

con:

$d$  = Duración en hr.

Siguiendo esta metodología, se pueden diseñar las curvas IDF en aquellas ciudades o zonas en que sólo exista información pluviométrica, para lo cual se deberán seleccionar los coeficientes de duración y frecuencia de la estación pluviográfica más cercana a la zona en estudio.

Otra forma o método para determinar las curvas IDF, que es el que se utilizó en esta investigación, es el que plantea Témez (1978), el cual relaciona las intensidades de precipitación para distintos períodos de retorno, con el propósito de graficar la relación entre las tres variables (Intensidad- Duración –Frecuencia), y cuyo esquema de la curva IDF es el siguiente;



Con;

D = Duración en horas.

I = Intensidad de precipitación en mm/hr.

A, B y C representan distintos períodos de retorno en años.

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

Donde P es la profundidad de lluvia en mm o pulg, y D es la duración, dada usualmente en horas.

## **5. – METODOLOGÍA.**

### **5.1. –Fases metodológicas.**

#### **5.1.1. - Revisión Bibliográfica.**

La revisión bibliográfica contempló la recopilación de información respecto al tema y su posterior análisis. Dicha recopilación se hizo sobre la base de la información encontrada en textos de hidrología, además de la información encontrada en Internet. Cabe mencionar que en el ámbito nacional no se ha investigado con la debida profundidad el tema en estudio, por lo que la información encontrada sólo se ha ubicado en textos especializados de hidrología.

En este sentido, la información recopilada respecto de este tema específico, corresponde a la teoría presentada en el Capítulo 4 ( Revisión Bibliográfica).

#### **5.1.2. - Selección de las Estaciones Pluviográficas.**

En la Séptima Región existen 34 estaciones Pluviométricas, dentro de las cuales sólo 12 tienen pluviógrafos. Por ello, la selección se hizo sobre la base de 12 estaciones pluviográficas, de las cuales se tomaron como referencia 6 estaciones distribuidas en la VII Región, seleccionando 4 estaciones para el Valle Central y 2 para la Cordillera de los Andes. Estas estaciones son: Talca (Lat: 35°26'; Long: 71°38'); Péncahue (Lat: 35°23'; Log: 71°48'); Melozal (Lat: 35°44'; Log: 71°48'); Parral (Lat: 36°11'; Log: 71°50'); Colorado (Lat: 35°37'; Log: 71°16') y Bullileo (Lat: 36°17'; Log: 71°16'). En dicha selección se tomó como criterio el tipo, cantidad y periodicidad de los datos, tomándose



como referencia de análisis el período comprendido entre 1982 - 1998. Sin embargo, en las estaciones pluviográficas seleccionadas, al igual que en el resto de las estaciones, se encontró que las bandas de los pluviógrafos presentaron registros defectuosos, producto del paso del tiempo, lo que motivó a seleccionar aquellos años que tuvieran una estadística pluviográfica más completa. En el anexo I se da a conocer un mapa con información meteorológica de la Región.

### **5.1.3. - Recolección de la Información Requerida.**

Los datos pluviométricos e información necesaria para el desarrollo de esta investigación, fueron aportados por la Dirección General de Aguas VII Región y por la DGA, Oficina Central.

Los antecedentes facilitados por dicha institución, fueron las bandas de los pluviógrafos con los registros de las precipitaciones diarias y horarias, para las seis estaciones seleccionadas, y para un período de 14 años de estadística para la estación pluviográfica de Colorado y de 16 años para Bullileo; y un máximo de 17 años para el resto de las estaciones en estudio. En el anexo II se entrega una tabla con la ubicación geográfica y precipitaciones medias anuales y los años de estadística utilizados en cada una de las estaciones analizadas en esta memoria.

### **5.1.4. - Selección de intensidades máximas.**

En esta etapa se analizaron las bandas de registro de los pluviógrafos, para lo cual se realizaron diversos muestreos, tomando como referencia de medición a las 08:00 hr de la mañana de un día hasta las 08:00 hr. del día siguiente, o desde las 06:00 AM a las 06:00 AM, para una duración de 24 horas; luego, fue necesario desplazarse en intervalos de

tiempo de forma discreta y estable, utilizando para ello cuñas, con el propósito de ir seleccionando para cada año los valores extremos de precipitación para tiempos de 1,2,4, 6, 8, 12 y 24 horas, analizándose alrededor de 4900 chubascos diferentes (con un promedio de 50 chubascos por año) observados entre los años 1982 y 1998.

Posteriormente, se tomaron los valores de cada una de las series y se dividieron por su duración  $D$  en (horas), obteniéndose así las intensidades en mm/ hr.

Es importante señalar, que el motivo de realizar diversos muestreos fue el hecho de obtener el gráfico de las curvas IDF lo más aproximado al método propuesto por Témez (1978), procurando evitar sobresaltos o cambios en la tendencia de las curvas. Además que, a medida que se fueron realizando nuevos muestreos, siempre fue existiendo una probabilidad alta de encontrar una intensidad mayor a duraciones pequeñas. Esto, explica la tendencia de la curva IDF propuesta por Témez (1978). Es menester destacar, que se realizó un mínimo de dos muestreos para cada estación pluviográfica.

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

Una vez calculadas las intensidades máximas horarias de precipitación para cada estación y para cada año, fue necesario asignar a cada duración de lluvia seleccionada un período de retorno, para luego ajustar dichos valores a la Función de Distribución de Probabilidad de valor extremo tipo I como la función Gumbel. Esta función de distribución de probabilidad se define como:

$$F(X) = IP[E \leq X] = e^{-e^{-\sigma(X-\mu)}}$$

Con,

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

$X$  = Valor a asumir por la variable aleatoria.

$\sigma, \mu$  = Parámetros a estimar en función de los valores de la muestra.

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

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

Donde,

$S$  = Desviación estándar de la muestra.

$\bar{X}$  = 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.

##### (i) Coeficiente de Determinación $R^2$ .

Este coeficiente representa el porcentaje de variación de los datos reales que es explicado por el modelo seleccionado, y se encuentra definido por la siguiente expresión:

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

Con,

$Fn(X)i$  = Frecuencia observada Acumulada.

$F(X)i$  = Frecuencia teórica Acumulada.

$\overline{Fn}(X)$  = Media de las Frecuencias observadas Acumuladas.

**(ii) Test de Kolmogorov – Smirnov.**

Este test de bondad de ajuste está basado en un estadístico que mide la desviación de la frecuencia observada acumulada con relación a la frecuencia teórica acumulada. Este test es válido para distribuciones continuas. Sin embargo, sirve tanto para muestras grandes como muestras chicas (Cid *et al*, 1990; Pizarro *et al*, 1986; Shao, 1990).

Una vez determinadas ambas frecuencias, se obtuvo el supremo de las diferencias entre ambas, en la enésima posición de orden, que se denomina **D**.

En donde,

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

Luego con un 95% de confianza, se utilizó la tabla de la teoría de los valores críticos de D en la prueba de bondad de ajuste de K- Smirnov y considerando un tamaño de muestra n, se establece lo siguiente;

- Sí el valor  $D < Dt$ . Entonces, se acepta  $H_0$  ( $H_0$ : El ajuste es adecuado).
- Sí el valor  $D > Dt$ . Entonces, se rechaza  $H_0$  ( $H_a$ : El ajuste no es adecuado).

#### 5.1.6. - Determinación de las Curvas IDF para distintos periodos de retorno.

Una vez hecho el ajuste con la función de distribución de probabilidad de Gumbel, se procedió a graficar la intensidad de precipitación y la duración, de modo de obtener los puntos de la curva asociada a un período de retorno de 5 años. Luego se repitió la misma operación con el período de retorno 10 años, el cual está asociado a una nueva curva, determinándose gráficamente la relación intensidad-duración-frecuencia para los períodos de retorno  $T= 5, 10, 20, 30, 50, \dots, T=100$  años, y para cada una de las estaciones pluviográficas.

Posteriormente, se procedió a realizar un análisis de las curvas resultantes en cada estación, de modo de acercarse lo más posible al tipo de curva propuesto por Témez, (1978). Es necesario destacar, que se realizaron varios muestreos con el fin de ir mejorando la forma de la curva, con el propósito de obtener una curva en donde se apreciara satisfactoriamente la relación de la intensidad de precipitación con la duración, de manera de corroborar la hipótesis de que a menores duraciones o tramos más cortos de medición, habrá siempre una alta probabilidad de encontrar valores de intensidades mayores. De ahí, el diseño de la curva propuesto por Témez, (1978).

Los distintos muestreos realizados a las estaciones pluviográficas utilizadas en el estudio, se dan a conocer en el anexo III.

### 5.1.7. - Definición de Tablas de Uso Práctico.

En esta etapa se procedió a la construcción de tablas, tomándose para esto la relación de cada duración con los distintos períodos de retorno, los cuales fueron asociados a una probabilidad de excedencia, cuyo propósito es obtener intensidades máximas de precipitación en mm/hr, para distintos períodos de retorno. Por lo tanto, se procedió de la misma forma para las seis estaciones pluviográficas en estudio; entregándose tablas que dan cuenta de la relación entre la intensidad de precipitación en 1,2,4,..., 12 hr, y la intensidad de 24 hr. Ello, porque la precipitación de 24 horas es la más común de encontrar y estas relaciones permitirían la extrapolación a zonas sin datos.

A la relación de las intensidades horarias con respecto a la intensidad de 24 hr, se le denominó parámetro  $k$ , el cual fue calculado para cada duración y período de retorno de cada una de las estaciones en estudio. Dicho parámetro queda establecido como:

$$k = \frac{I_d}{I_{24}}$$

Donde:

$I_d$  = Intensidad de precipitación horaria.

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

### 5.1.8.- Análisis Estadístico.

Una vez definidas las tablas de uso práctico y diseñadas las curvas IDF para cada estación, se procedió a analizar el comportamiento de las variables involucradas en este estudio, relacionando simultáneamente las tres variables en una familia de curvas, de modo de representar la relación de la intensidad, duración y la frecuencia no sólo en forma gráfica, sino que también en forma analítica, para lo cual se utilizó la ecuación propuesta por Aparicio (1997), la cual ha sufrido una pequeña modificación, quedando expresada de la siguiente forma:

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

Donde k, m y n son constantes que se calculan mediante un análisis de regresión lineal múltiple, con T como el período de retorno en años y D la duración en minutos u horas, e I la intensidad de precipitación en mm/hr.

Luego, aplicando los logaritmos a la ecuación propuesta se pretende llegar a la forma de un modelo de regresión lineal múltiple y cuyo modelo es el siguiente:

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

o bien:

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

Donde:

$$\begin{aligned} y &= \log I & a_0 &= \log k \\ X1 &= \log T & a_1 &= m \\ X2 &= \log D & a_2 &= -n \end{aligned}$$

Una vez calculados los coeficientes  $a_0$ ,  $a_1$  y  $a_2$  fue posible obtener los valores de los parámetros  $k$ ,  $m$  y  $n$  de la ecuación propuesta anteriormente.

#### **5.1.8.1.- Análisis de Regresión.**

Para establecer la calidad de la regresión, se analizaron los supuestos de regresión para la función modelada y este análisis debe probar los supuestos de Normalidad, Homocedasticidad y no-Autocorrelación. Además, se utilizó como medida de bondad de ajuste al Coeficiente de Determinación  $R^2$  y la prueba U de Mann Whitney.

##### **5.1.8.1.1.- Supuestos de Regresión.**

###### **a.- Supuesto de Normalidad.-**

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



**(i) Test de Kolmogorov - Smirnov.**

Este test viene incorporado en numerosos programas estadísticos actuales, como por ejemplo, el programa STATGRAPHICS Plus. Una vez ingresados los datos correspondientes, el programa entrega los siguientes resultados:

**Test Kolmogorov - Smirnov (95% de confianza).**

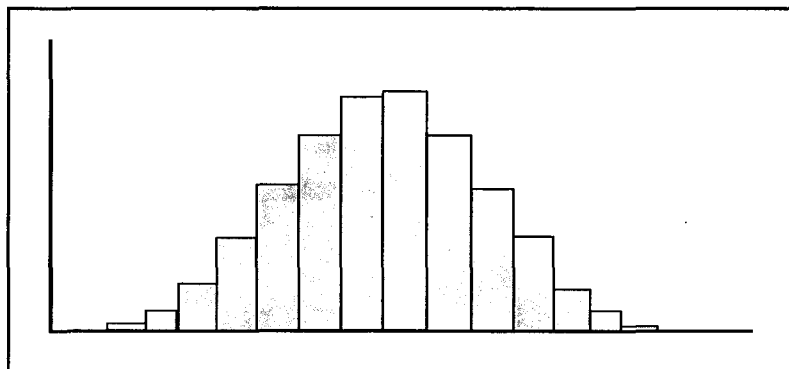
Estadístico Kolmogorov DPLUS - Estadístico Kolmogorov DMINUS

Estadístico DN - Valor-p Aproximado

- Si el valor-p  $> 0.05$ . Entonces se acepta  $H_0$  ( $H_0$ : El ajuste cumple la condición de normalidad).
- Si el valor-p  $< 0.05$ . Entonces se rechaza  $H_0$  ( $H_a$ : El ajuste no cumple con la condición de normalidad).

**(ii) Histograma de frecuencias.**

Una de las pruebas más simples para verificar la normalidad de los residuos, se basa en utilizar un análisis gráfico, como por ejemplo, el histograma de frecuencias. Éste se basa en la simetría de las frecuencias observadas y dos colas livianas en sus extremos, de modo que se asemeje a la figura 2. (Cid *et al*, 1990).



**Figura 2.** Histograma de Frecuencias. Cid *et al*, (1990).

### **b.- Supuesto de Homocedasticidad.-**

Un supuesto importante 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. El método utilizado para detectar heterocedasticidad fue el test de Goldfeld – Quandt, mientras que en términos gráficos se empleó el gráfico de residuos.

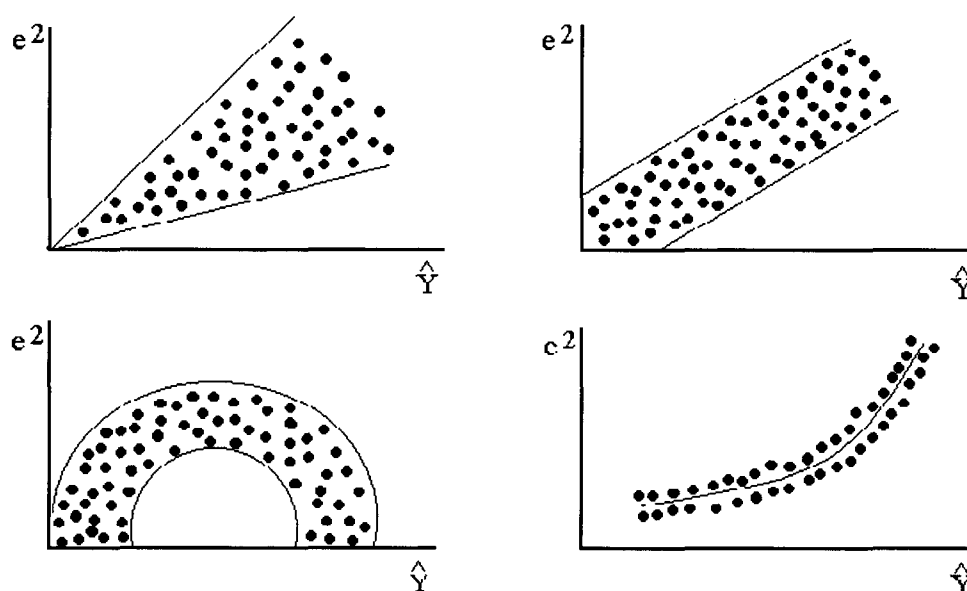
La hipótesis asociada a este concepto es:

Ho:  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2$  (las varianzas poblacionales son similares).

Ha:  $\sigma_i^2 \neq \sigma_j^2$  (las varianzas poblacionales difieren).

**(i) Test de Goldfeld – Quandt**  $\Rightarrow$  Este método detecta heterocedasticidad de las varianzas por medio de una prueba que supone que la varianza heterocedástica  $\sigma_i^2$  está positivamente relacionada con una de las variables explicativas en el modelo de regresión. La prueba consiste en 7 pasos detallados en el Anexo IV (Gujarati, 1992).

(ii) **Gráfico de residuos**  $\Rightarrow$  Este método gráfico detecta la heterocedasticidad a través de la presencia de patrones de comportamiento sistemático de los residuos. Para esto, se construye un gráfico de los residuos estimados al cuadrado (ordenada) y los valores estimados de la variable dependiente (abscisa). Con este gráfico se puede inferir si existe o no un comportamiento sistemático de acuerdo a algunos patrones, como se muestra en la figura 3. (Gujarati, 1992).



**Figura 3:** Gráfico de dispersión de los residuos con presencia de heterocedasticidad.

### c.- Supuesto de No-Autocorrelación (Independencia):

Este supuesto pretende probar que las muestras son independientes unas de otras y que no están indexadas en función de alguna variable. Esto se evaluó a través del método  $d$  de Durbin-Watson, apoyado por medio del gráfico residuos v/s tiempo (gráfico de autocorrelación estimada para residuos).

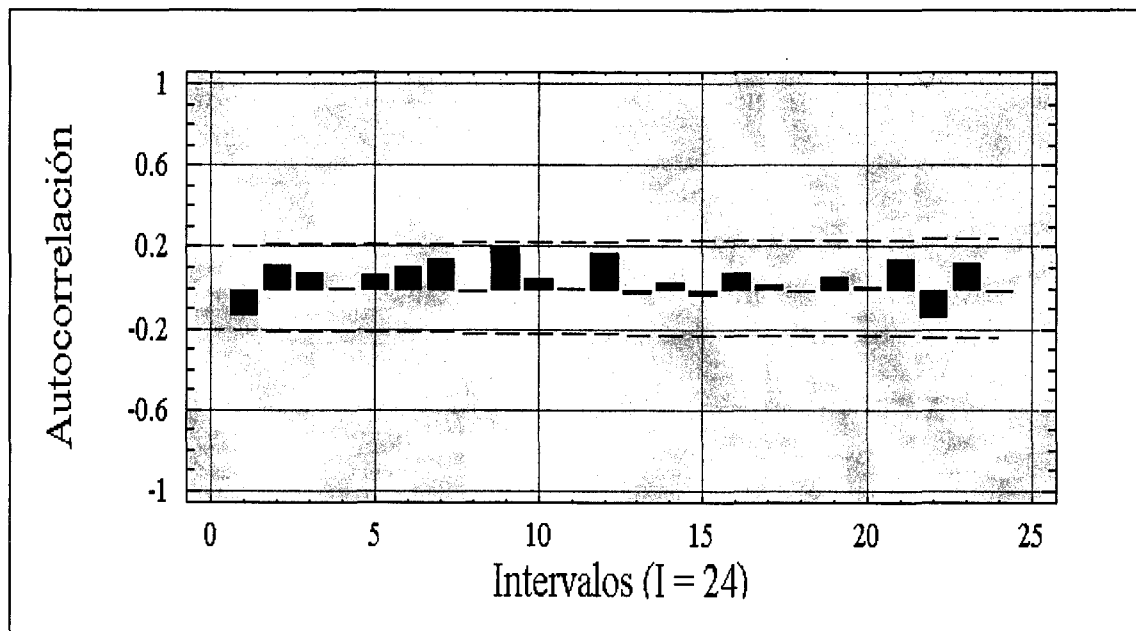
(i) **Método  $d$  de Durbin & Watson**  $\Rightarrow$  Este método da origen a tres zonas: una zona de rechazo, una zona de aceptación de la hipótesis nula y una zona de indiferencia en donde el método no es capaz de determinar la cantidad de evidencia en contra de la hipótesis alternativa. El valor de  $d$  fue estimado automáticamente a través del programa Statgraphics Plus V.1.4. En la tabla 1, se da a conocer las reglas de decisión de la prueba. Además, en el Anexo V se entregan con más detalles, las reglas de decisión de este método.

**TABLA 1:** Reglas de decisión de la prueba Durbin & Watson.

Hipótesis Nula	Decisión	Si
No existe autocorrelación positiva	Rechazar	$0 < d < d_L$
No existe autocorrelación positiva	No hay decisión	$d_L \leq d \leq d_U$
No existe autocorrelación negativa	Rechazar	$4 - d_U < d < 4$
No existe correlación negativa	No hay decisión	$4 - d_U \leq d \leq 4 - d_L$
No existe autocorrelación positiva o negativa	No rechazar	$d_U < d < 4 - d_U$

$d$ : valor de Durbin & Watson;  $d_L$ : valor crítico inferior;  $d_U$ : valor crítico superior. (Gujarati, 1992).

(ii) **Gráfico de residuos v/s tiempo**  $\Rightarrow$  Este gráfico se basa en el análisis de una serie de tiempo por medio de una representación entre los residuos obtenidos del ajuste de un modelo y el tiempo. Hipotéticamente, la figura 4 indica que existe un intervalo de confianza (línea punteada) donde el número de frecuencias de los residuos (barras) está dado por “ $T$ ” intervalos (Gujarati, 1992). La existencia de una o más frecuencias fuera del intervalo revela la presencia de autocorrelación; de lo contrario, no existe correlación serial en el modelo (Cid *et al*, 1990; Gujarati, 1992).



**Figura 4:** Gráfico hipotético de autocorrelación de residuos (no hay presencia de correlación serial).

❖ **Método Iterativo o Método  $\rho$ .**

Cuando se detecta la presencia de autocorrelación, se debe aplicar una medida correctiva. En este estudio se aplicó el método  $\rho$  que está basado en el valor  $d$  de Durbin & Watson estimado automáticamente por el programa Statgraphics Plus V.1.4. Este procedimiento consta de 5 pasos detallados en el Anexo VI ( Gujarati, 1992; Cid *et al*, 1990).

### 5.1.8.1.2.- Medidas de bondad de ajuste del modelo.

#### (i) Coeficiente de Determinación $R^2$ .

Este coeficiente representa el porcentaje de variación de los datos reales que es explicado por el modelo seleccionado. El valor de este coeficiente fue obtenido a través del programa estadístico Statgraphics Plus. V.1.4.

#### (ii) Prueba U de Mann-Whitney.

Esta prueba permite determinar si las muestras independientes fueron extraídas de la misma población (o de poblaciones diferentes que poseen la misma distribución). Es una prueba equivalente no paramétrico de la prueba t de Student, y se basa en una combinación de las  $n_1$  y  $n_2$  observaciones para formar un sólo conjunto de  $n_1 + n_2$  observaciones arregladas en orden creciente de magnitud. Entonces, se asigna un rango a cada observación en la secuencia ordenada que comienza con un rango 1 y termina con un rango  $n_1 + n_2$ . Si las muestras aleatorias provienen de poblaciones que tienen la misma distribución, se espera que los rangos se encuentren lo suficientemente dispersos cuando se observa en qué muestra se encuentran las observaciones. De otra forma, debe esperarse que los rangos de las observaciones en cada muestra se encuentren muy agrupados en los extremos. En esencia, la estadística de Mann-Whitney determina cuándo un agregado de rangos observados es suficiente para concluir que las dos muestras aleatorias provienen de poblaciones cuyas distribuciones difieren en la tendencia central (Canavos, 1987).

Según Mendenhall *et al* (1986), la estadística de la U de Mann-Whitney está dada por:

$$UA = \left[ n_1 * n_2 + n_1 * \frac{(n_1 + 1)}{2} - WA \right]$$

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

En donde:

$n1$  = Número de observaciones en la muestra A.

$n2$  = Número de observaciones en la muestra B.

$UA + UB = n1 * n2$

$WA$  y  $WB$  : Son las sumas de los rangos para las muestras A y B, respectivamente.

### **Prueba U de Mann-Whitney para una prueba de dos colas.**

- **Hipótesis nula:  $H_0$ :** Las distribuciones de frecuencias relativas de las poblaciones A y B son idénticas. O sea, ambas muestras provienen de la misma población.
- **Hipótesis alternativa:  $H_a$ :** Las distribuciones de frecuencias relativas de las poblaciones están desfasadas con respecto a sus ubicaciones relativas.

**Estadístico de prueba:** Se utilizó el valor U, que es el valor más pequeño entre  $UA$  y  $UB$ .

**Región de Rechazo:** Para una prueba de dos colas y un valor dado de  $\alpha$ .

- ✓ Se rechaza  $H_0$  si  $U \leq U_0$ , en donde  $P(U \leq U_0) = \alpha/2$

### **5.1.9. - Presentación de Resultados.**

En esta fase se pone a disposición de los investigadores los resultados de las tablas de uso práctico, las cuales servirán como una herramienta de análisis y planificación a largo plazo; además, en forma gráfica se expondrán las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia (IDF) obtenidas para cada estación pluviográfica, con el propósito de analizar y caracterizar el patrón hidrológico de la zona en estudio. Así también, se exponen los modelos matemáticos obtenidos a partir del análisis de regresión, y se dan a conocer las tablas con el parámetro  $k$  calculado para cada estación y período de retorno seleccionado, de modo de permitir la extrapolación de dichas tablas, a zonas o estaciones que carezcan de un pluviógrafo y por ende, solucionar el inconveniente de no obtener intensidades de precipitación en duraciones menores de 24 horas.

Por otra parte, se presentan los valores para cada estación de la prueba de bondad de ajuste del test de Kolmogorov – Smirnov y del Coeficiente de determinación  $R^2$ , así como también los valores de la función de distribución de probabilidad de Gumbel.

En lo concerniente al análisis estadístico, se dan a conocer los resultados de los métodos matemáticos y gráficos de los supuestos de regresión, así como también las pruebas de bondad de ajuste del modelo obtenido.

### **5.1.10. - Análisis y discusión de resultados.**

A partir del procesamiento de datos y las curvas IDF, se pudo discutir y analizar respecto de: (1) Las curvas IDF obtenidas en el sector Cordillerano y en el Valle Central, de modo de poder comparar y relacionar el comportamiento de dichas curvas, y conocer el patrón de comportamiento de las precipitaciones, y (2) las tablas de uso práctico, las cuales



permitirán su utilización en la estimación cuantitativa de los recursos hídricos, de modo de aportar al sector productivo de la Región.

#### **5.1.11.- Conclusiones y Recomendaciones.**

En esta fase se entregan las conclusiones y recomendaciones que se derivan del estudio realizado.

## 5.2. - Materiales y Equipos.

Para el desarrollo de este estudio se utilizaron los siguientes materiales y equipos:

- a) Base de datos, básicamente las bandas de los pluviógrafos, pertenecientes a la Dirección General de Aguas, Oficina Central Santiago.
- b) Cartografía de la zona (VII Región), I.G.M., ESCALA 1:500.000.
- c) Planímetro digital.
- d) Equipos computacionales (PC e impresoras).
- e) Programas computacionales para la manipulación de datos, cálculos, análisis estadístico, desarrollo escrito del estudio y presentación de resultados:
  - Planilla electrónica: Microsoft Excel 97.
  - Procesador de texto: Microsoft Word 97.
  - Softwares estadísticos: Statgraphics Plus V. 1.4 y Statgraphics para DOS V. 7.0.

## **6.- PRESENTACIÓN DE RESULTADOS.**

### **6.1.- Alturas máximas de precipitación.**

A partir de la información facilitada por la Dirección General de Aguas (DGA), Oficina Central Santiago, se procedió a analizar las bandas pluviográficas de cada estación, con el propósito de obtener las alturas máximas de precipitación para cada duración. Dichos valores se presentan en la tablas 2, 3, 4, 5, 6 y 7.

Es importante mencionar, que para las estaciones de Talca, Penciahue, Melozal y Parral, se utilizaron las bandas pluviográficas con la información anual completa, correspondientes al período comprendido entre los años 1982 y 1998. Por otro lado, para la estación de Bullileo sólo se utilizó 16 años de estadística, producto que el año 1988 presentó lagunas en su información pluviométrica; a su vez en Colorado sólo se utilizó un registro de 14 años de estadística comprendidos entre los años 1982 y 1998, exceptuando los años 1994,1995 y 1996, los cuales presentaron lagunas en algunos meses o la ausencia total de las bandas pluviográficas, por lo que se utilizó solamente la información que estuviera en poder de la Dirección General de Aguas.

TABLA 2: Alturas máximas de precipitación asociadas a cada hora. Estación Talca.

Duración	Alturas de Precipitación (mm)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
<b>1982</b>	8,1	14,2	23,8	35,3	37,2	43,8	59,7
<b>1983</b>	8,2	8,7	13,7	15,0	19,3	19,7	19,7
<b>1984</b>	13,1	21,4	30,8	39,2	52,0	69,8	91,8
<b>1985</b>	5,9	7,7	11,1	13,3	16,2	16,9	16,9
<b>1986</b>	9,4	13,7	26,6	32,9	42,0	45,5	69,4
<b>1987</b>	14,3	25,7	40,6	49,1	51,3	50,5	64,2
<b>1988</b>	10,0	14,7	29,0	30,7	29,0	40,7	40,7
<b>1989</b>	10,2	16,6	28,1	25,6	23,5	35,0	49,3
<b>1990</b>	10,8	20,8	34,2	39,5	44,3	42,3	57,1
<b>1991</b>	9,2	14,7	20,8	23,7	25,6	37,6	45,0
<b>1992</b>	10,2	13,4	21,6	25,3	30,4	28,2	47,6
<b>1993</b>	9,5	12,8	15,0	18,3	22,3	26,8	27,8
<b>1994</b>	6,1	7,8	11,4	13,3	13,3	13,3	14,8
<b>1995</b>	6,1	9,9	13,8	18,0	19,4	18,7	19,4
<b>1996</b>	7,8	9,0	15,1	14,8	19,5	21,2	31,1
<b>1997</b>	8,2	12,2	19,4	24,3	20,3	29,0	35,6
<b>1998</b>	8,5	15,0	20,9	25,4	26,3	26,3	30,5

Fuente: Elaboración propia. En función de la información pluviométrica facilitada por la Dirección General de Aguas (DGA).

**TABLA 3:** Alturas máximas de precipitación asociadas a cada hora. Estación Pencahue.

Duración	Alturas de Precipitación (mm)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
<b>1982</b>	13,4	19,2	29,5	31,1	37,6	49,3	77,8
<b>1983</b>	12,3	16,8	29,7	42,5	47,3	61,3	90,1
<b>1984</b>	10,7	13,1	17,6	24,0	29,5	37,4	49,5
<b>1985</b>	8,2	12,0	22,4	23,0	30,1	42,6	47,7
<b>1986</b>	15,9	22,3	29,0	39,3	42,3	48,5	68,8
<b>1987</b>	11,0	15,5	30,2	37,3	37,6	41,2	55,3
<b>1988</b>	12,0	19,6	27,0	31,1	40,1	42,1	42,1
<b>1989</b>	5,3	10,0	13,3	18,6	19,2	19,6	26,4
<b>1990</b>	11,1	15,9	20,8	26,1	31,0	31,0	31,0
<b>1991</b>	12,0	15,4	23,8	25,0	30,0	30,1	39,3
<b>1992</b>	12,1	16,3	23,8	25,7	31,7	45,8	50,8
<b>1993</b>	9,0	12,9	23,6	26,8	26,8	26,8	26,8
<b>1994</b>	6,0	7,2	11,3	18,8	19,4	19,4	19,4
<b>1995</b>	6,7	10,3	18,5	19,1	13,4	19,1	19,8
<b>1996</b>	6,9	10,0	17,6	21,2	21,2	23,4	28,4
<b>1997</b>	13,1	13,1	15,0	19,4	24,7	19,6	39,1
<b>1998</b>	8,2	13,5	17,4	24,3	26,0	26,0	26,0

Fuente: Elaboración propia. En función de la información pluviométrica facilitada por la Dirección General de Aguas (DGA).

TABLA 4: Alturas máximas de precipitación en mm para cada hora. Estación Melozal.

Duración	Alturas de Precipitación (mm)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1982	9,2	18,4	28,9	36,9	37,7	56,2	75,7
1983	12,7	21,0	31,0	41,8	51,6	66,4	87,4
1984	8,8	10,6	18,3	26,2	30,8	32,8	32,8
1985	8,0	9,3	16,6	20,6	18,0	24,0	35,0
1986	9,3	14,8	25,9	30,6	33,6	42,7	69,1
1987	9,5	16,0	26,6	34,2	39,4	48,1	76,2
1988	7,7	13,8	26,3	37,4	42,3	43,5	45,2
1989	8,2	14,0	20,8	27,1	32,5	30,0	50,4
1990	5,9	7,5	13,7	14,8	17,9	23,8	38,4
1991	13,1	19,0	27,6	35,9	37,7	43,7	56,7
1992	23,0	37,9	57,2	65,8	85,2	111,8	133,7
1993	9,6	9,6	10,6	13,2	15,2	10,9	19,3
1994	7,4	10,7	13,8	16,2	20,9	18,9	30,0
1995	7,6	9,8	18,6	15,7	19,6	19,6	19,6
1996	10,1	10,1	12,7	13,1	13,1	13,1	14,4
1997	14,6	26,4	29,5	44,1	43,8	46,1	52,3
1998	8,4	11,8	18,4	22,6	21,7	29,3	47,6

Fuente: Elaboración propia. En función de la información pluviométrica facilitada por la Dirección General de Aguas (DGA).

TABLA 5: Alturas máximas de precipitación en mm para cada hora. Estación Parral.

Duración	Alturas de Precipitación (mm)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1982	8,4	14,2	24,1	35,2	32,8	42,1	62,4
1983	13,4	22,7	34,7	50,5	55,9	88,2	89,8
1984	10,8	15,3	22,8	26,1	30,7	41,9	52,0
1985	12,2	19,0	30,2	32,9	35,6	35,0	42,8
1986	12,9	19,1	32,9	37,3	59,3	68,4	103,0
1987	18,3	28,7	40,6	47,0	61,6	68,0	76,1
1988	8,6	13,3	21,0	29,7	37,4	30,8	43,4
1989	6,7	9,7	11,8	14,6	12,4	12,4	17,0
1990	10,0	18,2	28,2	25,7	36,4	41,5	64,1
1991	12,4	17,6	32,2	32,8	34,6	40,0	72,0
1992	16,6	26,6	42,3	50,5	66,2	78,7	108,4
1993	19,3	23,7	29,1	40,1	42,5	40,5	58,4
1994	16,4	17,1	22,8	25,5	40,3	33,7	50,6
1995	9,8	15,6	18,9	22,8	23,7	26,5	39,7
1996	10,5	10,5	20,4	19,3	20,4	20,5	26,9
1997	11,7	16,7	31,1	35,3	41,9	52,1	97,1
1998	8,0	13,3	20,9	26,2	26,9	32,6	32,7

Fuente: Elaboración propia. En función de la información pluviométrica facilitada por la Dirección General de Aguas (DGA).

**TABLA 6:** Alturas máximas de precipitación en mm para cada duración. Estación Colorado.

Duración	Alturas de Precipitación (mm)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1982	12,3	19,6	36,2	52,2	67,7	99,6	117,6
1983	13,0	21,7	35,7	50,0	61,7	92,2	92,9
1984	11,7	22,0	38,5	45,3	58,4	79,3	117,8
1985	9,9	19,3	36,3	46,9	58,4	74,7	113,1
1986	13,6	20,8	28,6	38,4	48,6	62,5	87,4
1987	11,1	21,0	27,7	39,0	49,3	62,3	77,0
1988	14,8	24,2	44,2	64,7	77,1	62,5	105,3
1989	11,1	18,9	30,1	39,7	43,8	53,8	70,3
1990	12,6	17,1	32,6	41,4	45,3	67,2	103,3
1991	14,1	21,6	32,6	39,0	40,6	55,4	94,0
1992	22,3	27,0	38,9	50,2	63,4	76,4	127,9
1993	25,6	27,4	31,6	46,4	42,0	55,3	59,0
1997	9,3	14,9	15,9	19,3	19,3	20,1	20,1
1998	12,5	20,4	30,1	43,3	54,2	69,3	80,1

Fuente: Elaboración propia. En función de la información pluviométrica facilitada por la Dirección General de Aguas (DGA).

**TABLA 7:** Alturas máximas de precipitación en mm para cada duración. Estación Bullileo.

Duración	Alturas de Precipitación (mm)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1982	18,2	34,0	56,1	71,9	71,7	104,7	135,4
1983	15,0	23,9	41,9	61,6	78,1	91,7	179,6
1984	14,0	24,4	34,1	50,7	52,7	67,6	107,7
1985	19,2	25,7	50,0	58,6	72,9	82,8	142,8
1986	11,7	18,5	32,8	40,5	52,0	75,4	134,6
1987	15,7	21,3	32,1	46,6	56,3	76,5	114,8
1989	18,9	21,5	31,0	45,1	57,0	55,6	98,6
1990	15,8	29,3	35,8	45,4	57,8	72,5	79,6
1991	21,2	26,8	44,3	52,5	65,6	95,5	158,1
1992	15,6	23,9	41,5	58,8	74,7	97,7	114,1
1993	12,5	21,9	42,9	60,8	80,9	101,9	102,7
1994	16,0	31,5	49,4	70,9	85,1	89,9	151,0
1995	22,4	28,3	43,6	65,1	85,6	105,1	108,0
1996	15,7	25,7	37,7	47,9	55,6	64,7	83,7
1997	16,8	26,1	46,8	64,7	81,6	111,4	163,8
1998	14,3	21,3	38,9	56,4	65,3	79,7	120,3

Fuente: Elaboración propia. En función de la información pluviométrica facilitada por la Dirección General de Aguas (DGA).



**6.2.- Cálculo de las intensidades máximas de precipitación en mm/hr, para las seis estaciones en estudio.**

En función de la metodología planteada por Témez, cada altura máxima de precipitación horaria, fue dividida por su duración en horas, obteniéndose las intensidades de precipitación máximas anuales en mm/hr para cada duración y estación. En las tablas 8,9,10,11,12 y 13 se dan a conocer los valores de intensidad de precipitación , su desviación estándar y la media.

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

Años	Intensidades de precipitación (mm/hr)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1982	8,40	7,10	6,03	5,87	5,10	3,51	2,60
1983	13,40	11,35	8,68	8,42	8,38	7,35	3,74
1984	10,80	7,65	5,70	4,35	3,68	3,49	2,17
1985	12,20	9,50	7,55	5,48	4,59	2,92	1,78
1986	12,90	9,55	8,23	6,22	5,86	5,70	4,29
1987	18,30	14,35	10,15	7,83	5,91	5,67	3,17
1988	8,60	6,65	5,25	4,95	3,71	2,57	1,81
1989	6,70	4,85	2,95	2,43	1,83	1,03	0,71
1990	10,00	9,10	7,05	4,28	3,95	3,46	2,67
1991	12,40	8,80	8,05	5,47	4,16	3,33	3,00
1992	16,60	13,30	10,58	8,42	7,86	6,56	4,52
1993	19,30	11,85	7,28	6,68	5,69	3,38	2,43
1994	16,40	8,55	5,70	4,25	4,11	2,81	2,11
1995	9,80	7,80	4,73	3,80	3,31	2,21	1,65
1996	10,50	5,25	5,10	3,22	2,56	1,71	1,12
1997	11,70	8,35	7,775	5,88	4,36	4,34	4,04
1998	8,00	6,65	5,225	4,37	3,30	2,72	1,36
$\bar{X}$	12,12	8,86	6,82	5,41	4,61	3,69	2,54
S	3,69	2,63	2,00	1,73	1,72	1,72	1,13

Fuente: Elaboración propia.

(\*) Los valores están aproximados a 2 decimales.

Donde:

 $\bar{X}$  = Media aritmética.

S =Desviación Estándar.

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

Años	Intensidades máximas de precipitación (mm/hr)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1982	13,40	9,75	7,38	5,18	4,70	4,11	3,24
1983	12,30	8,40	7,43	7,08	5,91	5,11	3,75
1984	10,70	6,55	4,40	4,00	3,69	3,12	2,06
1985	8,20	6,00	5,60	3,83	3,76	3,55	1,99
1986	15,90	11,15	7,25	6,55	5,29	4,04	2,87
1987	11,00	7,75	7,55	6,22	4,70	3,43	2,30
1988	12,00	9,80	6,75	5,18	5,01	3,51	1,75
1989	5,30	5,00	3,33	3,10	2,40	1,63	1,10
1990	11,10	7,95	5,20	4,35	3,88	2,58	1,29
1991	12,00	7,70	5,95	4,17	3,75	2,51	1,64
1992	12,10	8,15	5,95	4,28	3,96	3,82	2,12
1993	9,00	6,45	5,90	4,47	3,35	2,23	1,12
1994	6,00	3,60	2,83	3,13	2,43	1,62	0,81
1995	6,70	5,15	4,63	3,18	1,68	1,59	0,83
1996	6,90	5,00	4,40	3,53	2,65	1,95	1,18
1997	13,10	6,55	3,75	3,23	3,09	1,63	1,63
1998	8,20	6,75	4,35	4,05	3,25	2,17	1,08
$\bar{X}$	10,23	7,16	5,45	4,44	3,73	2,86	1,81
S	2,97	1,97	1,50	1,22	1,13	1,07	0,85

Fuente: Elaboración propia.

(\*) Los valores están aproximados a 2 decimales.

Donde:

 $\bar{X}$  = Media aritmética.

S =Desviación Estándar.

TABLA 10: Intensidades máximas de precipitación en mm/hr. Estación Talca.

Años	Intensidades máximas horarias de precipitación (mm/hr)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1982	8,10	7,10	5,95	5,88	4,65	3,65	2,49
1983	8,20	4,35	3,43	2,50	2,41	1,64	0,82
1984	13,10	10,70	7,70	6,53	6,50	5,82	3,83
1985	5,90	3,85	2,78	2,22	2,02	1,41	0,70
1986	9,40	6,85	6,65	5,48	5,25	3,79	2,89
1987	14,30	12,85	10,15	8,18	6,41	4,21	2,68
1988	10,00	7,35	7,25	5,12	3,63	3,39	1,69
1989	10,20	8,30	7,03	4,27	2,94	2,92	2,05
1990	10,80	10,4	8,55	6,58	5,54	3,53	2,38
1991	9,20	7,35	5,20	3,95	3,20	3,13	1,88
1992	10,20	6,70	5,40	4,22	3,80	2,35	1,98
1993	9,50	6,40	3,75	3,05	2,79	2,23	1,16
1994	6,10	3,90	2,85	2,22	1,66	1,11	0,62
1995	6,10	4,95	3,45	3,00	2,43	1,56	0,81
1996	7,80	4,50	3,78	2,47	2,44	1,77	1,30
1997	8,20	6,10	4,85	4,05	2,54	2,42	1,48
1998	8,50	7,50	5,23	4,23	3,29	2,19	1,27
$\bar{X}$	9,15	7,01	5,53	4,35	3,62	2,77	1,77
S	2,27	2,50	2,13	1,74	1,52	1,21	0,88

Fuente: Elaboración propia.

(\*) Los valores están aproximados a 2 decimales.

Donde:

 $\bar{X}$  = Media aritmética.

S =Desviación Estándar.

TABLA 11: Intensidades máximas horarias anuales de precipitación. Estación Melozal.

Años	Intensidades máximas horarias de precipitación en (mm/hr)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1982	9,20	9,20	7,23	6,15	4,71	4,68	3,15
1983	12,70	10,50	7,75	6,97	6,45	5,53	3,64
1984	8,80	5,30	4,58	4,37	3,85	2,73	1,37
1985	8,00	4,65	4,15	3,43	2,25	2,00	1,46
1986	9,30	7,40	6,48	5,10	4,20	3,56	2,88
1987	9,50	8,00	6,65	5,70	4,93	4,01	3,18
1988	7,70	6,90	6,57	6,23	5,29	3,63	1,88
1989	8,20	7,00	5,2	4,52	4,06	2,50	2,10
1990	5,90	3,75	3,42	2,47	2,24	1,98	1,60
1991	13,10	9,50	6,90	5,98	4,71	3,64	2,36
1992	23,00	18,95	14,30	10,97	10,65	9,32	5,57
1993	9,60	4,80	2,65	2,20	1,90	0,91	0,80
1994	7,40	5,35	3,45	2,70	2,61	1,58	1,25
1995	7,60	4,90	4,65	2,62	2,45	1,63	0,82
1996	10,10	5,05	3,18	2,18	1,64	1,09	0,60
1997	14,60	13,20	7,38	7,35	5,48	3,84	2,18
1998	8,40	5,90	4,60	3,77	2,71	2,44	1,98
$\bar{X}$	10,18	7,67	5,83	4,86	4,13	3,24	2,17
S	3,98	3,83	2,73	2,33	2,21	2,02	1,25

Fuente: Elaboración propia.

(\*) Los valores están aproximados a 2 decimales.

Donde:

 $\bar{X}$  = Media aritmética.

S =Desviación Estándar.

TABLA 12: Intensidades máximas horarias anuales de precipitación. Estación Bullileo.

Años	Intensidades máximas horarias de precipitación en (mm/hr)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1982	18,20	17,00	14,03	11,98	8,96	8,73	5,64
1983	15,00	11,95	10,48	10,27	9,76	7,64	7,48
1984	14,00	12,20	8,53	8,45	6,59	5,63	4,49
1985	19,20	12,85	12,50	9,77	9,11	6,90	5,95
1986	11,70	9,25	8,20	6,75	6,50	6,28	5,61
1987	15,70	10,65	8,03	7,77	7,04	6,38	4,78
1989	18,90	10,75	7,75	7,52	7,13	4,63	4,11
1990	15,80	14,65	8,95	7,57	7,23	6,04	3,32
1991	21,20	13,40	11,08	8,75	8,20	7,96	6,59
1992	15,60	11,95	10,38	9,80	9,34	8,14	4,75
1993	12,50	10,95	10,73	10,13	10,11	8,49	4,28
1994	16,00	15,75	12,35	11,82	10,64	7,49	6,29
1995	22,40	14,15	10,90	10,85	10,70	8,76	4,50
1996	15,70	12,85	9,43	7,98	6,95	5,39	3,49
1997	16,80	13,05	11,70	10,78	10,20	9,28	6,83
1998	14,30	10,65	9,73	9,40	8,16	6,64	5,01
$\bar{X}$	16,44	12,63	10,30	9,35	8,54	7,15	5,19
S	2,92	2,05	1,79	1,60	1,50	1,37	1,21

Fuente: Elaboración propia.

(\*) Los valores están aproximados a 2 decimales.

Donde:

 $\bar{X}$  = Media aritmética.

S =Desviación Estándar.

TABLA 13: Intensidades máximas horarias anuales de precipitación. Estación Colorado.

Años	Intensidades máximas horarias de precipitación en (mm/hr)						
	Duraciones (hr)						
	1	2	4	6	8	12	24
1982	12,30	9,80	9,05	8,70	8,46	8,30	4,90
1983	13,00	10,85	8,93	8,33	7,71	7,68	3,87
1984	11,70	11,00	9,63	7,55	7,30	6,61	4,91
1985	9,90	9,65	9,08	7,82	7,30	6,23	4,71
1986	13,60	10,40	7,15	6,40	6,08	5,21	3,64
1987	11,10	10,50	6,93	6,50	6,16	5,19	3,21
1988	14,80	12,10	11,05	10,78	9,64	5,21	4,39
1989	11,10	9,45	7,53	6,62	5,48	4,48	2,93
1990	12,60	8,55	8,15	6,85	5,66	5,60	4,30
1991	14,10	10,80	8,15	6,50	5,08	4,62	3,92
1992	22,30	13,50	9,73	8,37	7,92	6,35	5,33
1993	25,60	13,70	7,90	7,73	5,25	4,61	2,46
1997	9,30	7,45	3,98	3,22	2,41	1,68	0,84
1998	12,50	10,20	7,53	7,22	6,78	5,78	3,34
$\bar{X}$	13,85	10,57	8,20	7,33	6,52	5,54	3,77
S	4,58	1,70	1,67	1,67	1,77	1,58	1,18

Fuente: Elaboración propia.

(\*) Los valores están aproximados a 2 decimales.

Donde:

 $\bar{X}$  = Media aritmética.

S =Desviación Estándar.

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

El siguiente paso metodológico, corresponde al ajuste de los valores de intensidad de precipitación a la función de distribución de probabilidad de Gumbel. Los parámetros de la función para cada estación y duración se presentan en las tablas 14 y 15.

**TABLA 14:** Estimación de los parámetros de la Función de Gumbel por estación y por hora. Sector Valle Central.

Estación	Talca		Pencahue		Parral		Melozal	
	$\mu$	$\sigma$	$\mu$	$\sigma$	$\mu$	$\sigma$	$\mu$	$\sigma$
1	8,132	0,566	8,891	0,431	10,459	0,348	8,390	0,322
2	5,884	0,513	6,272	0,651	7,677	0,487	5,946	0,335
4	4,572	0,604	4,772	0,854	5,921	0,640	4,604	0,471
6	3,566	0,736	3,894	1,050	4,628	0,741	3,817	0,551
8	2,934	0,846	3,226	1,135	3,835	0,745	3,132	0,581
12	2,225	1,057	2,378	1,200	2,918	0,747	2,328	0,633
24	1,368	1,448	1,426	1,507	2,033	1,139	1,605	1,029

Fuente: Elaboración propia.

**TABLA 15:** Estimación de los parámetros de la Función de Gumbel por estación y por hora. Sector Cordillera de Los Andes.

Estación	Colorado		Bullileo	
	$\mu$	$\sigma$	$\mu$	$\sigma$
1	11,787	0,280	15,122	0,439
2	9,801	0,753	11,707	0,627
4	7,447	0,770	9,488	0,715
6	6,576	0,768	8,633	0,806
8	5,718	0,723	7,864	0,856
12	4,825	0,809	6,534	0,938
24	3,236	1,085	4,652	1,063

Fuente: Elaboración propia.



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

Una vez ajustada la función de Gumbel, se determinaron las pruebas de bondad de ajuste, utilizándose como medidas de bondad al test de Kolmogorov-Smirnov y el Coeficiente de Determinación  $R^2$ . Los valores de las pruebas de bondad de ajuste se presentan en las tablas 16, 17, 18 y 19.

**TABLA 16:** Determinación del nivel de Ajuste del test Kolmogorov – Smirnov para cada estación y duración. Estaciones Valle Central.

Estación	Talca Dt = 0,318		Pencahue Dt = 0,318		Parral Dt = 0,318		Melozal Dt = 0,318	
	Dc(*)	Ajuste	Dc(*)	Ajuste	Dc(*)	Ajuste	Dc(*)	Ajuste
1	0,124	A	0,188	A	0,103	A	0,160	A
2	0,091	A	0,118	A	0,073	A	0,102	A
4	0,135	A	0,127	A	0,115	A	0,105	A
6	0,111	A	0,089	A	0,092	A	0,120	A
8	0,091	A	0,109	A	0,063	A	0,110	A
12	0,081	A	0,143	A	0,141	A	0,070	A
24	0,112	A	0,097	A	0,070	A	0,061	A

Fuente: Elaboración propia.

A : Es aceptado el modelo.

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

Dt : Valor de tabla.

**TABLA 17:** Determinación del nivel de Ajuste del test Kolmogorov – Smirnov para cada estación y duración. Estaciones Cordillera de Los Andes.

<b>Estación</b>	<b>Colorado</b> Dt = 0,349		<b>Bullileo</b> Dt = 0,328	
<b>Duración</b>	<b>Dc(*)</b>	<b>Ajuste</b>	<b>Dc(*)</b>	<b>Ajuste</b>
<b>1</b>	0,141	A	0,127	A
<b>2</b>	0,077	A	0,094	A
<b>4</b>	0,126	A	0,118	A
<b>6</b>	0,185	A	0,140	A
<b>8</b>	0,127	A	0,175	A
<b>12</b>	0,134	A	0,136	A
<b>24</b>	0,139	A	0,108	A

Fuente: Elaboración propia.

A : Es aceptado el modelo.

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

Dt : Valor de tabla.

Por consiguiente se acepta para todas las estaciones el ajuste del test Kolmogorov-Smirnov, y para cada duración considerada.

**TABLA 18:** Determinación del Coeficiente de Determinación ( $R^2$ ), para cada estación y duración. Estaciones Valle Central.

<b>Estación</b>	<b>Talca</b>	<b>Pencahue</b>	<b>Parral</b>	<b>Melozal</b>
<b>Duración</b>	<b><math>R^2</math></b>	<b><math>R^2</math></b>	<b><math>R^2</math></b>	<b><math>R^2</math></b>
<b>1</b>	0,957	0,874	0,978	0,907
<b>2</b>	0,956	0,958	0,981	0,956
<b>4</b>	0,953	0,925	0,954	0,966
<b>6</b>	0,951	0,966	0,969	0,962
<b>8</b>	0,955	0,956	0,981	0,965
<b>12</b>	0,970	0,921	0,958	0,981
<b>24</b>	0,969	0,971	0,974	0,989

Fuente: Elaboración propia.

**TABLA 19:** Determinación del Coeficiente de Determinación ( $R^2$ ), para cada estación y duración. Estaciones Valle Central.

<b>Estación</b>	<b>Colorado</b>	<b>Bullileo</b>
<b>Duración</b>	<b><math>R^2</math></b>	<b><math>R^2</math></b>
<b>1</b>	0,898	0,938
<b>2</b>	0,960	0,969
<b>4</b>	0,920	0,947
<b>6</b>	0,908	0,920
<b>8</b>	0,951	0,874
<b>12</b>	0,930	0,929
<b>24</b>	0,902	0,962

Fuente: Elaboración propia.

6.5.- Diseño de las curvas intensidad – duración – frecuencia para todas las estaciones en estudio.

Gráfico 1.

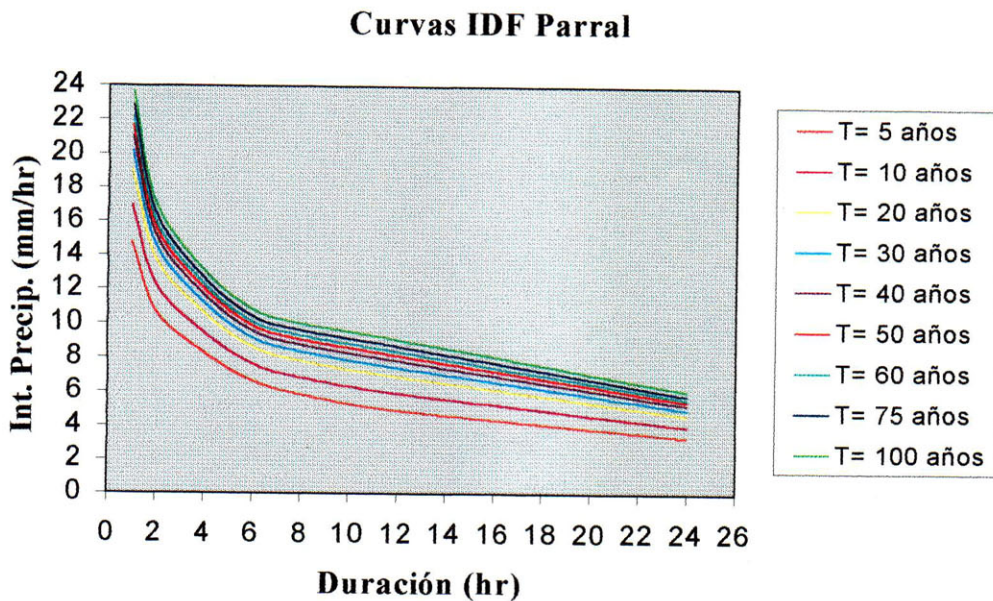


Gráfico 2.

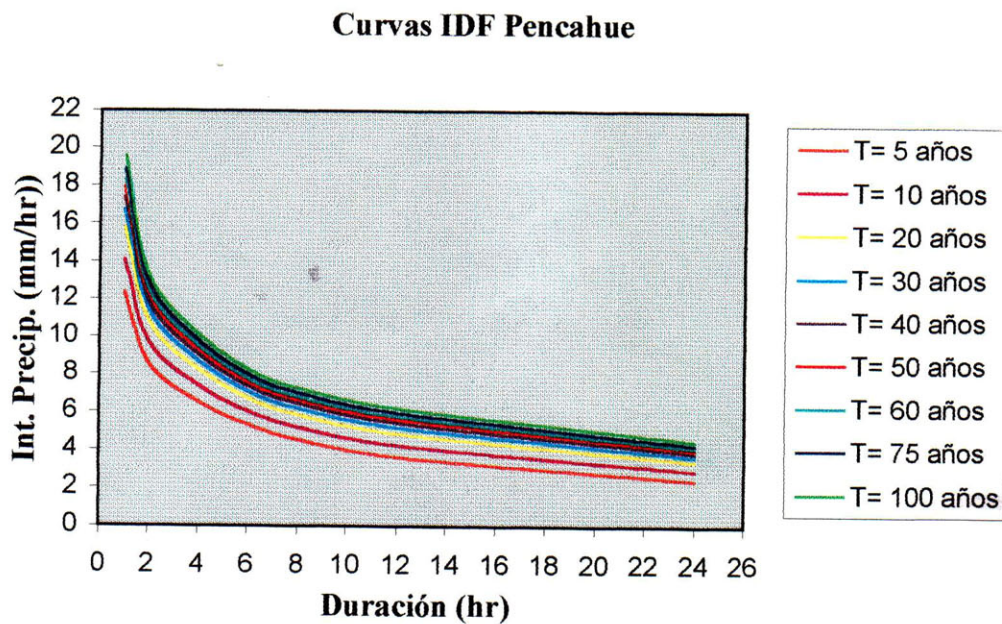


Gráfico 3.

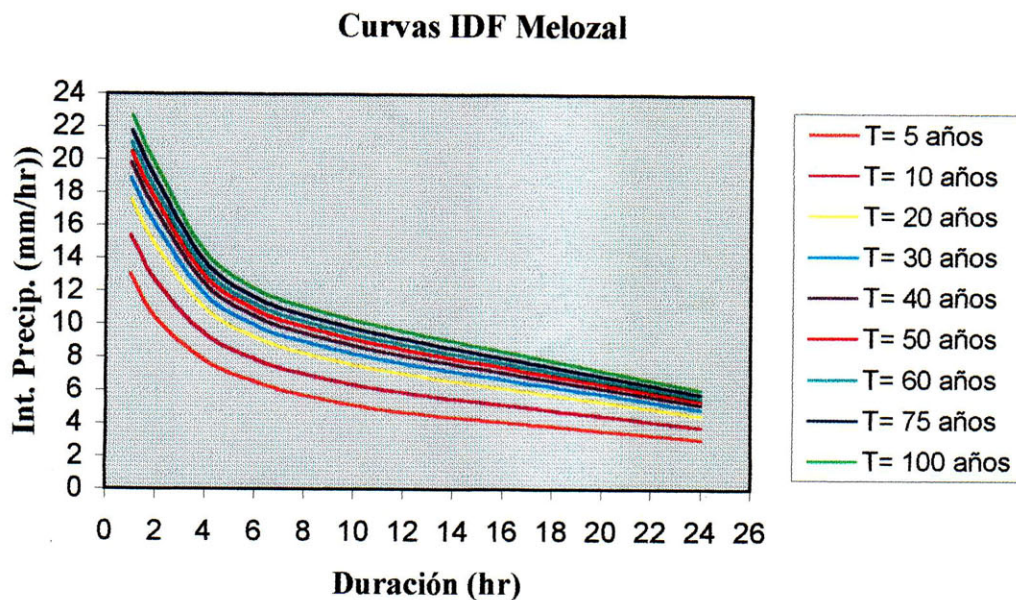


Gráfico 4.

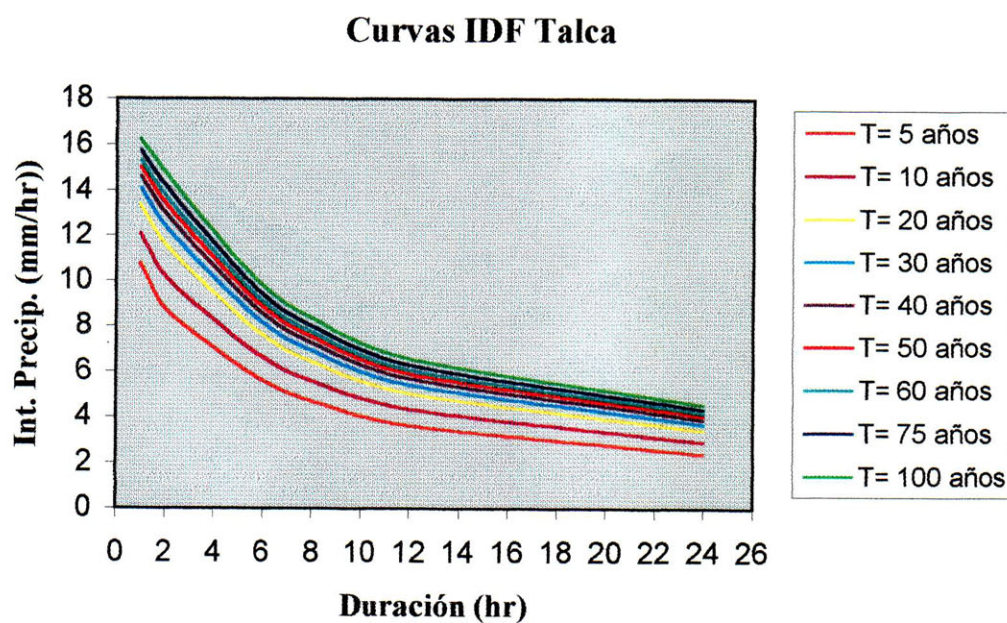


Gráfico 5.

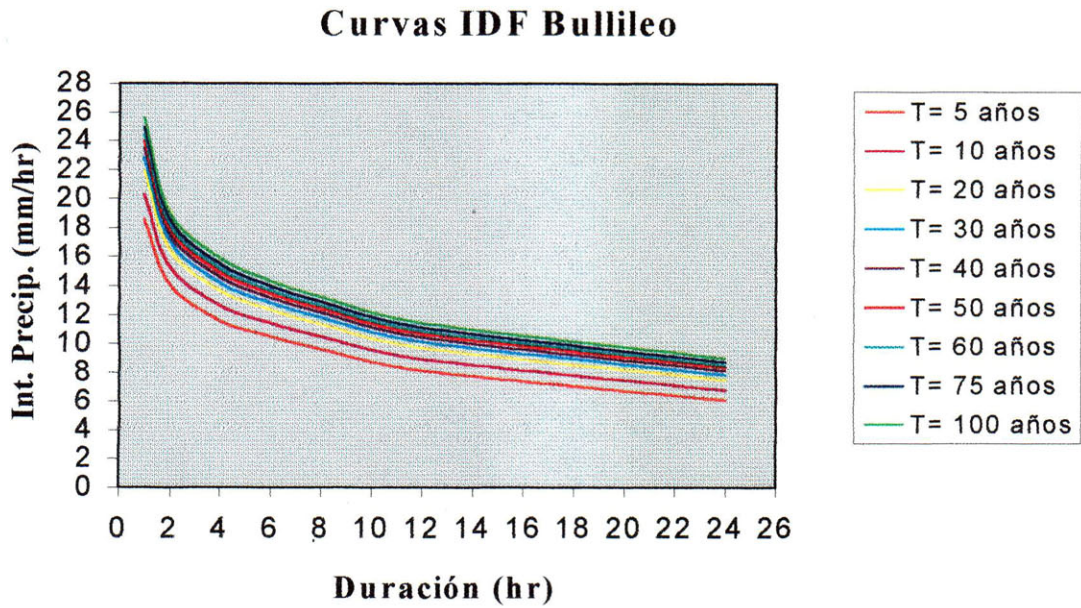
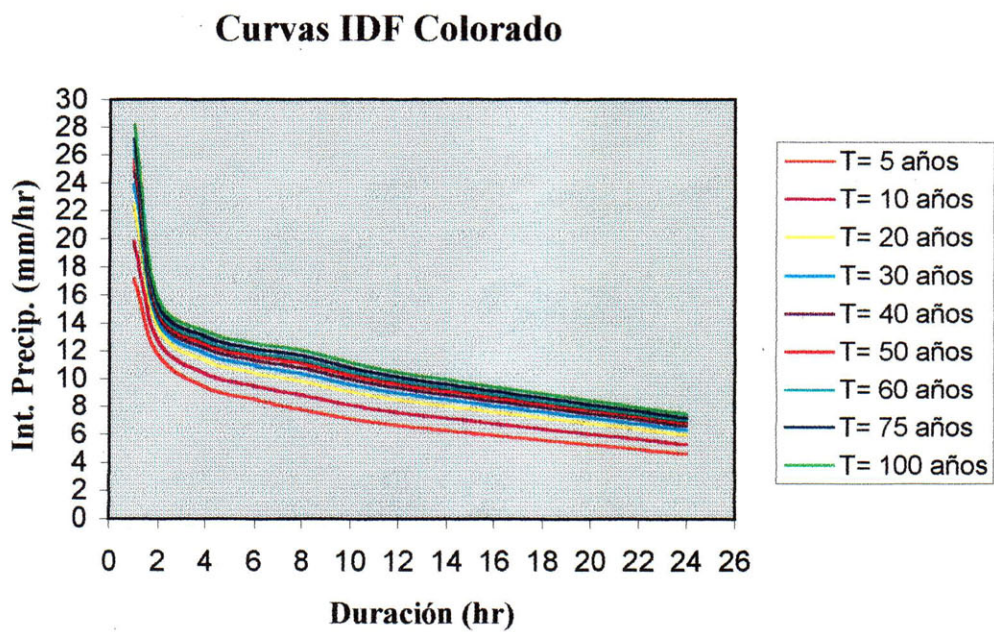


Gráfico 6.



Es importante destacar que los resultados gráficos obtenidos, son producto de un intenso muestreo que fue repetido en más de dos ocasiones, derivado que no era posible un modelo gráfico que representase adecuadamente las curvas IDF.

#### 6.6.- Determinación de las tablas de uso Práctico.

Para hacer más adecuado el uso de esta información, se entregan las siguientes tablas de uso práctico, que permiten estimar intensidades para distintos períodos de retorno, T.

**TABLA 20:** Intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno.  
Estación Talca.

Duración	Períodos de retorno (T)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T 50	T60	T75	T100
	<b>Intensidades de Pp asociadas a los T en mm/hr.</b>								
<b>1</b>	10,78	12,11	13,38	14,12	14,63	15,03	15,36	15,75	16,27
<b>2</b>	8,81	10,27	11,67	12,48	13,05	13,49	13,85	14,28	14,85
<b>4</b>	7,06	8,30	9,49	10,18	10,66	11,04	11,34	11,71	12,19
<b>6</b>	5,60	6,62	7,60	8,16	8,56	8,87	9,12	9,42	9,81
<b>8</b>	4,71	5,60	6,45	6,94	7,28	7,55	7,77	8,03	8,37
<b>12</b>	3,64	4,35	5,04	5,43	5,70	5,92	6,09	6,30	6,58
<b>24</b>	2,40	2,92	3,42	3,70	3,91	4,06	4,19	4,34	4,54

Fuente: Elaboración propia.

**TABLA 21:** Intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno.  
Estación Parral.

Duración	Períodos de retorno (T)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T 50	T60	T75	T100
Intensidades de Pp asociadas a los T en mm/hr.									
1	14,77	16,93	19,00	20,19	21,03	21,67	22,20	22,85	23,68
2	10,76	12,30	13,77	14,62	15,22	15,69	16,06	16,52	17,12
4	8,27	9,44	10,56	11,21	11,67	12,02	12,31	12,66	13,11
6	6,65	7,67	8,64	9,20	9,59	9,90	10,14	10,45	10,84
8	5,85	6,85	7,82	8,38	8,77	9,07	9,32	9,62	10,01
12	4,93	5,93	6,89	7,45	7,84	8,14	8,39	8,69	9,07
24	3,35	4,01	4,64	5,01	5,26	5,46	5,62	5,82	6,07

Fuente: Elaboración propia.

**TABLA 22:** Intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno.  
Estación Pencahue.

Duración	Períodos de retorno (T)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T 50	T60	T75	T100
Intensidades de Pp asociadas a los T en mm/hr.									
1	12,37	14,11	15,78	16,74	17,42	17,94	18,37	18,89	19,56
2	8,58	9,73	10,84	11,47	11,92	12,27	12,55	12,90	13,34
4	6,53	7,41	8,25	8,74	9,08	9,34	9,56	9,82	10,16
6	5,32	6,04	6,72	7,12	7,40	7,61	7,79	8,00	8,28
8	4,55	5,21	5,84	6,21	6,47	6,66	6,83	7,03	7,28
12	3,63	4,25	4,85	5,20	5,44	5,63	5,78	5,97	6,21
24	2,42	2,92	3,40	3,67	3,87	4,02	4,14	4,29	4,48

Fuente: Elaboración propia.



**TABLA 23:** Intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno.  
Estación Melozal.

Duración	Períodos de retorno (T)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T 50	T60	T75	T100
	<b>Intensidades de Pp asociadas a los T en mm/hr.</b>								
<b>1</b>	13,05	15,38	17,61	18,90	19,81	20,51	21,08	21,78	22,68
<b>2</b>	10,42	12,66	14,81	16,04	16,91	17,58	18,13	18,80	19,67
<b>4</b>	7,79	9,39	10,92	11,80	12,42	12,90	13,29	13,77	14,38
<b>6</b>	6,54	7,90	9,21	9,96	10,49	10,90	11,24	11,64	12,17
<b>8</b>	5,71	7,00	8,24	8,95	9,46	9,84	10,16	10,55	11,05
<b>12</b>	4,70	5,88	7,02	7,67	8,13	8,49	8,78	9,13	9,59
<b>24</b>	3,06	3,79	4,49	4,89	5,18	5,40	5,58	5,79	6,08

Fuente: Elaboración propia.

**TABLA 24:** Intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno.  
Estación Bullileo.

Duración	Períodos de retorno (T)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T 50	T60	T75	T100
	<b>Intensidades de Pp asociadas a los T en mm/hr.</b>								
<b>1</b>	18,54	20,25	21,89	22,83	23,50	24,01	24,43	24,94	25,60
<b>2</b>	14,10	15,30	16,45	17,11	17,57	17,93	18,23	18,59	19,05
<b>4</b>	11,59	12,63	13,64	14,22	14,63	14,94	15,20	15,51	15,92
<b>6</b>	10,49	11,43	12,32	12,83	13,19	13,48	13,70	13,98	14,34
<b>8</b>	9,62	10,49	11,33	11,82	12,16	12,42	12,64	12,90	13,24
<b>12</b>	8,13	8,93	9,70	10,14	10,45	10,69	10,89	11,13	11,44
<b>24</b>	6,06	6,77	7,45	7,83	8,11	8,32	8,49	8,71	8,98

Fuente: Elaboración propia.

**TABLA 25:** Intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno.  
Estación Colorado.

Duración	Períodos de retorno (T)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T 50	T60	T75	T100
Intensidades de Pp asociadas a los T en mm/hr.									
1	17,15	19,83	22,40	23,88	24,92	25,73	26,39	27,19	28,23
2	11,79	12,79	13,75	14,30	14,68	14,98	15,23	15,53	15,91
4	9,39	10,37	11,30	11,84	12,22	12,51	12,75	13,05	13,42
6	8,53	9,51	10,44	10,98	11,36	11,66	11,90	12,19	12,56
8	7,79	8,83	9,83	10,40	10,80	11,11	11,37	11,68	12,08
12	6,68	7,61	8,50	9,01	9,37	9,65	9,87	10,15	10,51
24	4,62	5,31	5,97	6,35	6,62	6,83	7,00	7,21	7,47

Fuente: Elaboración propia.

A continuación, se entregan seis tablas con el parámetro k calculado, el cual da cuenta de la relación entre la intensidad horaria y la intensidad de precipitación en 24 horas para cada período de retorno. Estas relaciones permitirán la extrapolación a zonas o estaciones que carezcan de registros pluviográficos, de tal forma que si un investigador o un ingeniero, decide utilizar los datos de cualquiera de las 6 estaciones; para extrapolarlas a otra estación de carácter meramente pluviométrico, sólo debería multiplicar la precipitación de 24 hr de su estación, a un determinado período de retorno por el factor k ligado a la nueva duración horaria.

**TABLA 26:** Determinación del parámetro k para distintos períodos de retorno y duraciones. Estación Talca.

Duración	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T 50	T60	T75	T100
1	4,49	4,15	3,91	3,82	3,74	3,70	3,67	3,63	3,58
2	3,67	3,52	3,41	3,37	3,34	3,32	3,30	3,29	3,27
4	2,94	2,84	2,78	2,75	2,73	2,72	2,71	2,70	2,69
6	2,33	2,27	2,22	2,21	2,19	2,18	2,18	2,17	2,16
8	1,96	1,92	1,88	1,87	1,86	1,86	1,85	1,85	1,84
12	1,52	1,49	1,47	1,47	1,46	1,46	1,45	1,45	1,45
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Fuente: Elaboración propia.

**TABLA 27:** Determinación del parámetro k para distintos períodos de retorno y duraciones. Estación Parral.

Duración	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T 50	T60	T75	T100
1	4,41	4,22	4,09	4,03	4,00	3,97	3,95	3,93	3,90
2	3,21	3,07	2,97	2,92	2,89	2,87	2,86	2,84	2,82
4	2,47	2,35	2,28	2,24	2,22	2,20	2,19	2,18	2,16
6	1,99	1,91	1,86	1,84	1,82	1,81	1,80	1,80	1,79
8	1,75	1,71	1,69	1,67	1,67	1,66	1,66	1,65	1,65
12	1,47	1,48	1,49	1,49	1,49	1,49	1,49	1,49	1,49
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Fuente: Elaboración propia.

**TABLA 28:** Determinación del parámetro k para distintos períodos de retorno y duraciones. Estación Pencahue.

Duración	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T 50	T60	T75	T100
1	5,11	4,83	4,64	4,56	4,50	4,46	4,44	4,40	4,37
2	3,54	3,33	3,19	3,13	3,08	3,05	3,03	3,01	2,98
4	2,70	2,54	2,43	2,38	2,35	2,32	2,31	2,29	2,27
6	2,20	2,07	1,98	1,94	1,91	1,89	1,88	1,86	1,85
8	1,88	1,78	1,72	1,69	1,67	1,66	1,65	1,64	1,63
12	1,50	1,46	1,43	1,42	1,41	1,40	1,40	1,39	1,39
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Fuente: Elaboración propia.

**TABLA 29:** Determinación del parámetro k para distintos períodos de retorno y duraciones. Estación Melozal.

Duración	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T 50	T60	T75	T100
1	4,26	4,06	3,92	3,87	3,82	3,80	3,78	3,76	3,73
2	3,41	3,34	3,30	3,28	3,26	3,26	3,25	3,25	3,23
4	2,55	2,48	2,43	2,41	2,40	2,39	2,38	2,38	2,37
6	2,14	2,09	2,05	2,04	2,03	2,02	2,01	2,01	2,00
8	1,87	1,85	1,84	1,83	1,83	1,82	1,82	1,82	1,82
12	1,53	1,55	1,56	1,57	1,57	1,57	1,57	1,58	1,58
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Fuente: Elaboración propia.

**TABLA 30:** Determinación del parámetro k para distintos períodos de retorno y duraciones. Estación Colorado.

Duración	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T 50	T60	T75	T100
1	3,71	3,73	3,75	3,76	3,76	3,77	3,77	3,77	3,78
2	2,55	2,41	2,30	2,25	2,22	2,19	2,18	2,15	2,13
4	2,03	1,95	1,89	2,38	2,35	2,32	2,31	2,29	2,27
6	1,85	1,79	1,75	1,73	1,72	1,71	1,70	1,69	1,68
8	1,69	1,66	1,65	1,64	1,63	1,63	1,62	1,62	1,62
12	1,45	1,43	1,42	1,42	1,42	1,41	1,41	1,41	1,41
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Fuente: Elaboración propia.

**TABLA 31:** Determinación del parámetro k para distintos períodos de retorno y duraciones. Estación Bullileo.

Duración	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T)								
	T5	T10	T20	T30	T40	T 50	T60	T75	T100
1	3,06	2,99	2,94	2,92	2,90	2,89	2,88	2,86	2,85
2	2,33	2,26	2,21	2,18	2,17	2,16	2,15	2,13	2,12
4	1,91	1,87	1,83	1,82	1,80	1,80	1,79	1,78	1,77
6	1,73	1,69	1,65	1,64	1,63	1,62	1,61	1,61	1,60
8	1,59	1,55	1,52	1,51	1,50	1,49	1,49	1,48	1,47
12	1,34	1,32	1,30	1,30	1,29	1,29	1,28	1,28	1,27
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Fuente: Elaboración propia.

## 6.7.- Resultados y Análisis Estadísticos.

Otra forma de desarrollar las curvas IDF es a través de una forma analítica propuesta por Aparicio (1997). Dicho autor plantea la alternativa de obtener una ecuación que genere las curvas IDF a través de un modelo de regresión lineal, de modo de extrapolar la ecuación generada para cada estación, a zonas que carezcan de registros pluviográficos y que se encuentren relativamente cerca.

### 6.7.1.- Modelo de Regresión lineal múltiple.

Aparicio plantea el modelo:

$$I = \frac{k * T^m}{(d + c)^n}$$

Por propia recomendación del autor y para facilidad de cálculo se modificó el modelo propuesto, eliminándose la constante  $c$ , que corresponde a un parámetro asociado a la duración y que para este caso tomó un valor cero, quedando expresado el modelo de la siguiente forma:

$$I = \frac{k * T^m}{D^n}$$

Luego, aplicando los logaritmos a la ecuación propuesta se pretende llegar a la forma de un modelo de regresión lineal múltiple, quedando expresado de la siguiente manera:

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

o bien;

$$Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$$

Donde:

$$\begin{array}{ll} Y & = \log I & a_0 & = \log k \\ X_1 & = \log T & a_1 & = m \\ X_2 & = \log D & a_2 & = -n \end{array}$$

### 6.7.1.1.- Modelo regresión Estación Pencahue.

Con la información obtenida de la tabla 22 de uso práctico, la cual genera intensidades máximas de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno y duraciones, se ajustó un modelo de regresión lineal múltiple, cuyo análisis de regresión y el modelo ajustado es el siguiente:

$$Y = 1,81241 + 0,160926 X_1 - 0,471095 X_2 \quad R^2 = 99,67 \% \quad 63 \text{ Datos}$$

**TABLA 32:** Análisis de Regresión.

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,81241	0,0111073	163,173	0,0000
a1	0,160926	0,00398683	40,3644	0,0000
a2	-0,471095	0,00369914	-127,353	0,0000

Las dójimas de hipótesis para los coeficientes de la regresión (Pendiente e Intercepto) se indican a continuación:

\* Dócima de hipótesis para las Pendientes

Ho: Pendiente = 0

Ha: Pendiente  $\neq$  0

\* Dócima de hipótesis para el Intercepto

Ho: Intercepto = 0

Ha: Intercepto  $>$  0

Al observar el “Valor-p” para la pendiente de la recta (Tabla 32), cuyo valor es cero, se puede concluir que la hipótesis nula se rechaza (el valor-p es inferior a  $\alpha/2$ ).

Por lo tanto, las variables presentan una relación lineal entre ellas. De igual forma, se puede observar que el valor-p del intercepto es inferior a 0,05 ( $\alpha/2$ ), rechazándose la hipótesis nula.

**TABLA 33:** Análisis de Varianza.

Fuente	Suma de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	2,8777	2	1,43885	8924,00	0,0000
Error	0,00967402	60	0,000161234		
Total	2,88737	62			

Coefficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 99,67 %

$R^2$  ajustado = 99,65 %

Error Estándar de la Estimación = 0,0126978

Estadístico Durbin & Watson = 0,828

Error absoluto = 0,00929045

Del análisis de varianza se verifica la tendencia lineal entre las variables. Adicionalmente, se entrega el análisis de correlación del modelo, proporcionando el coeficiente de determinación, el coeficiente de determinación ajustado y el estadígrafo de Durbin & Watson. (ver Apéndice I).

Para mejorar la estimación del modelo, algunos autores sugieren eliminar los residuos inusuales cuando no excedan el 5% de la muestra total; otros en cambio aconsejan dejarlos, ya que si no hubo error en el registro de la información, dichos datos son representativos de la población (Vallejos, 1999). De acuerdo a lo expuesto, se decidió no eliminar datos inusuales.



Ahora bien, es necesario probar los supuestos básicos de un modelo de regresión lineal, porque además de especificar la forma funcional del modelo, también se debe establecer inferencias acerca de los verdaderos valores de los parámetros poblacionales.

*Supuestos de Regresión Modelo Lineal  $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$ . (Apéndice II)*

Normalidad : Sí Cumple  
 Homocedasticidad : Sí Cumple  
 No-Autocorrelación : No Cumple

Dado que el modelo original tiene una correlación serial de los residuos ( $d = 0,828$ ), fue necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos a través del Método  $\rho$  (ver Anexo VI), basado en el estadístico Durbin & Watson. Luego, el modelo transformado es:

$$Y_{t^*} = 0,746896 + 0,164143 X_{1t^*} - 0,469797 X_{2t^*} \quad R^2 = 99,30 \% \quad d = 1,765$$

(Apéndice III)

Donde:

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

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

A partir de la regresión transformada se deben obtener los nuevos coeficientes de regresión del modelo original, es decir, el Intercepto ( $a_0$ ) y las Pendientes ( $a_1$ ) y ( $a_2$ ). Ver tabla 34.

TABLA 34: Coeficientes de Regresión del Modelo Original.

Parámetro	Fórmula	Valor
<b>Paso 1</b> $a_0^* = 0,746896$	$a_0 = a_0^*/(1 - \rho)$	$a_0 = 1,804098$
$a_1^* = 0,164143$	$a_1 = a_1^*$	$a_1 = 0,164143$
$a_2^* = -0,469797$	$a_2 = a_2^*$	$a_2 = - 0,469797$
<b><math>\rho = 0,586</math></b>		

Finalmente, el modelo lineal original cumple con todos los supuestos de regresión y los estimadores, (Mínimos Cuadrados Ordinarios), son eficientes. Este modelo queda establecido por:

$$Y = 1,804098 + 0,164143 X_1 - 0,469797 X_2 (*)$$

Donde;

$$Y = \log i \quad a_0 = \log k \quad a_1 = m \quad X_1 = \log T \quad a_2 = n \quad X_2 = \log d$$

Reemplazando las variables en el modelo (\*) y aplicando antilogaritmo queda una relación de las variables intensidad, duración y frecuencia, en una familia de curvas cuya ecuación es;

$$I = \frac{63,694 * T^{0,164143}}{D^{0,469797}}$$

Donde:

I = Intensidad de precipitación en mm/hr.

T = Período de retorno en años.

D = Duración de la lluvia en minutos.

### 6.7.1.2.- Modelo regresión Estación Talca.

Con la información obtenida de la Tabla 20, se obtuvo el siguiente modelo de regresión lineal:

$$Y = 1,70691 + 0,181306 X1 - 0,432331 X2 \quad R^2 = 95,92 \% \quad 63 \text{ Datos}$$

**TABLA 35:** Análisis de Regresión.

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,70691	0,0370808	46,0323	0,0000
a1	0,181306	0,0133095	16,6223	0,0000
a2	-0,432331	0,0123479	-35,0126	0,0000

Las dójimas de hipótesis para los coeficientes de la regresión (Pendiente e Intercepto) se indican a continuación:

\* 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

Al observar el "Valor-p" para la pendiente de la recta (Tabla 35), cuyo valor es cero, se puede concluir que la hipótesis nula se rechaza (el valor-p es inferior a  $\alpha/2$ ). Por lo tanto, las variables presentan una relación lineal entre ellas. De igual forma, se puede observar que el valor-p del intercepto es inferior a 0,05 ( $\alpha/2$ ), rechazándose la hipótesis nula.

TABLA 36: Análisis de Varianza.

Fuente	Suma de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	2,53654	2	1,26827	705,73	0,0000
Error	0,107827	60	0,00179712		
Total	2,64437	62			

Coefficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 95,92 %

$R^2$  ajustado = 95,79 %

Error Estándar de la Estimación = 0,0423924

Estadístico Durbin & Watson = 0,228

Error absoluto = 0,035118

Del análisis de varianza se verifica la tendencia lineal entre las variables. Adicionalmente, se entrega el análisis de correlación del modelo, proporcionando el coeficiente de determinación, el coeficiente de determinación ajustado y el estadígrafo de Durbin & Watson. (ver Apéndice IV).

Ahora bien, es necesario probar los supuestos básicos de un modelo de regresión lineal, porque además de especificar la forma funcional del modelo, también se debe establecer inferencias acerca de los verdaderos valores de los parámetros poblacionales.

*Supuestos de Regresión Modelo Lineal  $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$ . (Apéndice V)*

Normalidad : Sí Cumple

Homocedasticidad : Sí Cumple

No-Autocorrelación : No Cumple

Dado que el modelo original tiene una correlación serial de los residuos ( $d = 0,228$ ), fue necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos a través del Método  $\rho$ , basado en el estadístico Durbin & Watson. Luego, el modelo transformado es:

$$Y^*t = 0,178414 + 0,193702 X1^*t - 0,387659 X2^*t \quad R^2 = 96,92 \% \quad d = 1,873$$

(Apéndice VI)

Donde:

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

$X1^*t$ ,  $X2^*t$  = Variables independientes transformadas a través del método  $p$ , correspondiente a la primera iteración.

Es importante mencionar que a pesar de que la prueba de Durbin & Watson nos dice que no existe autocorrelación positiva o negativa de los residuos, es necesario aplicar nuevamente el método  $p$ , ya que gráficamente hay indicios de la presencia de autocorrelación de los residuos. El nuevo modelo quedó como sigue:

$$Y^{**}t = 0,165029 + 0,195247 X1^{**}t - 0,381204 X2^{**}t \quad R^2 = 96,97 \% \quad d = 1,984$$

(Apéndice VII)

Con;

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

$X1^{**}t$  ,  $X2^{**}t$  = Variables independientes transformadas a través del método  $p$ , correspondiente a la segunda iteración.

A partir de la regresión transformada se deben obtener los nuevos coeficientes de regresión del modelo original, es decir, el Intercepto ( $a_0$ ) y las Pendientes ( $a_1$ ) y ( $a_2$ ). Ver tabla 37.

TABLA 37: Coeficientes de Regresión del Modelo Original.

Parámetro	Fórmula	Valor
<b>Paso 1</b> $a_{0**} = 0,165029$	$a_{0*} = a_{0**}/(1 - \rho)$	$a_{0*} = 0,176313$
$a_{1**} = 0,195247$	$a_{1*} = a_{1**}$	$a_{1*} = 0,195247$
$a_{2**} = -0,381204$	$a_{2*} = a_{2**}$	$a_{2*} = -0,381204$
<b><math>p_1 = 0,064</math> ; <math>p_2 = 0,886</math></b>		
<b>Paso 2</b> $a_{0*} = 0,176313$	$a_0 = a_{0*}/(1 - \rho)$	$a_0 = 1,546605$
$a_{1*} = 0,195247$	$a_1 = a_{1*}$	$a_1 = 0,195247$
$a_{2*} = -0,381204$	$a_2 = a_{2*}$	$a_2 = -0,381204$

Finalmente, el modelo lineal original cumple con todos los supuestos de regresión y los estimadores, (Mínimos Cuadrados Ordinarios), son eficientes. Este modelo queda establecido por:

$$Y = 1,546605 + 0,195247 X_1 - 0,381204 X_2$$

Posteriormente, realizando la transformación de las variables y aplicando antilogaritmo queda una relación de las variables intensidad, duración y frecuencia, en una familia de curvas cuya ecuación es;

$$I = \frac{35,205 * T^{0,195247}}{D^{0,381204}}$$

Donde:

I = Intensidad de precipitación en mm/hr.

T = Período de retorno en años.

D = Duración de la lluvia en minutos.

### 6.7.1.3.- Modelo regresión Estación Parral.

Con la información obtenida de la Tabla 21, el modelo de regresión lineal queda establecido como:

$$Y = 1,80188 + 0,171203 X1 - 0,425876 X2 \quad R^2 = 99,31 \% \quad 63 \text{ Datos}$$

**TABLA 38:** Análisis de Regresión.

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,80188	0,0146768	122,771	0,0000
a1	0,171203	0,00526798	32,4987	0,0000
a2	-0,425876	0,00488735	-87,1385	0,0000

Las dójimas de hipótesis para los coeficientes de la regresión (Pendiente e Intercepto) se indican a continuación:

\* 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

Al observar el “Valor-p” para la pendiente de la recta (Tabla 38), cuyo valor es cero, se puede concluir que la hipótesis nula se rechaza (el valor-p es inferior a  $\alpha/2$ ). Por lo tanto, las variables presentan una relación lineal entre ellas. De igual forma, se puede observar que el valor-p del intercepto es inferior a 0,05 ( $\alpha/2$ ), rechazándose la hipótesis nula.

TABLA 39: Análisis de Varianza.

Fuente	Suma de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	2,43512	2	1,21756	4324,65	0,0000
Error	0,0168924	60	0,000281539		
Total	2,45201	62			

Coefficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 99,31 %

$R^2$  ajustado = 99,29 %

Error Estándar de la Estimación = 0,0167791

Estadístico Durbin & Watson = 0,654

Error absoluto = 0,0124803

Del análisis de varianza se verifica la tendencia lineal entre las variables. Adicionalmente, se entrega el análisis de correlación del modelo, proporcionando el coeficiente de determinación, el coeficiente de determinación ajustado y el estadígrafo de Durbin & Watson. (ver Apéndice VIII).

Ahora bien, es necesario probar los supuestos básicos de un modelo de regresión lineal, porque además de especificar la forma funcional del modelo, también se debe establecer inferencias acerca de los verdaderos valores de los parámetros poblacionales.

*Supuestos de Regresión Modelo Lineal  $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$ . (Apéndice IX)*

Normalidad : Sí Cumple

Homocedasticidad : Sí Cumple

No Autocorrelación : No Cumple

Dado que el modelo original tiene una correlación serial de los residuos ( $d = 0,654$ ), fue necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos a través del Método  $\rho$ , basado en el estadístico Durbin & Watson. Luego, el modelo transformado es:



$$Y^*t = 0,587163 + 0,176557 X1^*t - 0,426971 X2^*t \quad R^2 = 98,79 \% \quad d = 1,790$$

(Apéndice X)

Donde:

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

$X1^*t, X2^*t$  = Variables independientes transformadas a través del método  $p$ , correspondiente a la primera iteración.

A partir de la regresión transformada se deben obtener los nuevos coeficientes de regresión del modelo original, es decir, el Intercepto ( $a_0$ ) y las Pendientes ( $a_1$ ) y ( $a_2$ ). Ver tabla 40.

**TABLA 40:** Coeficientes de Regresión del Modelo Original.

Parámetro	Fórmula	Valor
<b>Paso 1</b> $a_0^* = 0,587163$	$a_0 = a_0^*/(1 - \rho)$	$a_0 = 1,795606$
$a_1^* = 0,176557$	$a_1 = a_1^*$	$a_1 = 0,176557$
$a_2^* = -0,426971$	$a_2 = a_2^*$	$a_2 = - 0,426971$
<b><math>\rho = 0,673</math></b>		

Finalmente, el modelo lineal original cumple con todos los supuestos de regresión y los estimadores, (Mínimos Cuadrados Ordinarios), son eficientes. Este modelo queda establecido por:

$$Y = 1,795606 + 0,176557 X1 - 0,426971 X2$$

Posteriormente, realizando la transformación de las variables y aplicando antilogaritmo queda una relación de las variables intensidad, duración y frecuencia, en una familia de curvas cuya ecuación es;

$$I = \frac{62,461 * T^{0,176557}}{D^{0,426971}}$$

Donde:

I = Intensidad de precipitación en mm/hr.

T = Período de retorno en años.

D = Duración de la lluvia en minutos.

#### 6.7.1.4.- Modelo regresión Estación Melozal.

Con la información obtenida de la Tabla 23, el modelo seleccionado es el siguiente:

$$Y = 1,74247 + 0,210854 X1 - 0,420939 X2 \quad R^2 = 98,06 \% \quad 63 \text{ Datos}$$

**TABLA 41:** Análisis de Regresión.

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,74247	0,0253048	68,8592	0,0000
a1	0,210854	0,00908274	23,2148	0,0000
a2	-0,420939	0,00842647	-49,9543	0,0000

Las dójimas de hipótesis para los coeficientes de la regresión (Pendiente e Intercepto) se indican a continuación:

\* 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

Al observar el “Valor-p” para la pendiente de la recta (Tabla 41), cuyo valor es cero, se puede concluir que la hipótesis nula se rechaza (el valor-p es inferior a  $\alpha/2$ ). Por lo tanto, las variables presentan una relación lineal entre ellas. De igual forma, se puede observar que el valor-p del intercepto es inferior a 0,05 ( $\alpha/2$ ), rechazándose la hipótesis nula.

TABLA 42: Análisis de Varianza.

Fuente	Suma de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	2,53952	2	1,26976	1517,18	0,0000
Error	0,0502152	60	0,000836921		
Total	2,58974	62			

Coefficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 98,06 %

$R^2$  ajustado = 98,00 %

Error Estándar de la Estimación = 0,0289296

Estadístico Durbin & Watson = 0,370

Error absoluto = 0,0240217

Del análisis de varianza se verifica la tendencia lineal entre las variables. Adicionalmente, se entrega el análisis de correlación del modelo, proporcionando el coeficiente de determinación, el coeficiente de determinación ajustado y el estadígrafo de Durbin & Watson. (ver Apéndice XI).

Ahora bien, es necesario probar los supuestos básicos de un modelo de regresión lineal, porque además de especificar la forma funcional del modelo, también se debe establecer inferencias acerca de los verdaderos valores de los parámetros poblacionales.

*Supuestos de Regresión Modelo Lineal  $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$ . (Apéndice XII)*

Normalidad : Sí Cumple

Homocedasticidad : Sí Cumple

No-Autocorrelación : No Cumple

Dado que el modelo original tiene una correlación serial de los residuos ( $d = 0,370$ ), fue necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos a través del Método  $\rho$ , basado en el estadístico Durbin & Watson. Luego, el modelo transformado es:

$$Y^*t = 0,328855 + 0,216018 X1^*t - 0,438091 X2^*t \quad R^2 = 98,17 \% \quad d = 1,753$$

(Apéndice XIII)

Donde:

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

$X1^*t$ ,  $X2^*t$  = Variables independientes transformadas a través del método  $p$ , correspondiente a la primera iteración.

A partir de la regresión transformada se deben obtener los nuevos coeficientes de regresión del modelo original, es decir, el Intercepto ( $a_0$ ) y las Pendientes ( $a_1$ ) y ( $a_2$ ). Ver tabla 43.

**TABLA 43:** Coeficientes de Regresión del Modelo Original.

Parámetro	Fórmula	Valor
<b>Paso 1</b> $a_0^* = 0,328855$	$a_0 = a_0^*/(1 - \rho)$	$a_0 = 1,7775946$
$a_1^* = 0,216018$	$a_1 = a_1^*$	$a_1 = 0,216018$
$a_2^* = -0,438091$	$a_2 = a_2^*$	$a_2 = - 0,438091$
<b><math>\rho = 0,815</math></b>		

Finalmente, el modelo lineal original cumple con todos los supuestos de regresión y los estimadores, (Mínimos Cuadrados Ordinarios), son eficientes. Este modelo queda establecido por:

$$Y = 1,7775946 + 0,216018 X1 - 0,438091 X2$$

Posteriormente, realizando la transformación de las variables y aplicando antilogaritmo queda una relación de las variables intensidad, duración y frecuencia, en una familia de curvas cuya ecuación es;

$$I = \frac{59,923 * T^{0,216018}}{D^{0,438091}}$$

Donde:

I = Intensidad de precipitación en mm/hr.

T = Período de retorno en años.

D = Duración de la lluvia en minutos.

### 6.7.1.5.- Modelo regresión Estación Colorado.

El modelo de regresión ajustado, en base a las intensidades de precipitación asociadas a distintos períodos de retorno y duraciones presentada en la tabla 25, es el siguiente:

$$Y = 1,7827 + 0,13783 X1 - 0,372297 X2 \quad R^2 = 95,74 \% \quad 63 \text{ Datos}$$

**TABLA 44:** Análisis de Regresión.

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,7827	0,0321824	55,3936	0,0000
a1	0,13783	0,0115513	11,932	0,0000
a2	-0,372297	0,0107167	-34,7399	0,0000

Las dójimas de hipótesis para los coeficientes de la regresión (Pendiente e Intercepto) se indican a continuación:

\* 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

Al observar el “Valor-p” para la pendiente de la recta (Tabla 44), cuyo valor es cero, se puede concluir que la hipótesis nula se rechaza (el valor-p es inferior a  $\alpha/2$ ). Por lo tanto, las variables presentan una relación lineal entre ellas. De igual forma, se puede observar que el valor-p del intercepto es inferior a 0,05 ( $\alpha/2$ ), rechazándose la hipótesis nula.

TABLA 45: Análisis de Varianza.

Fuente	Suma de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,82642	2	0,913211	674,62	0,0000
Error	0,0812205	60	0,00135368		
Total	1,90764	62			

Coefficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 95,74 %

$R^2$  ajustado = 95,60 %

Error Estándar de la Estimación = 0,0367923

Estadístico Durbin & Watson = 0,256

Error absoluto = 0,0297033

Del análisis de varianza se verifica la tendencia lineal entre las variables. Adicionalmente, se entrega el análisis de correlación del modelo, proporcionando el coeficiente de determinación, el coeficiente de determinación ajustado y el estadígrafo de Durbin & Watson. (ver Apéndice XIV).

Ahora bien, es necesario probar los supuestos básicos de un modelo de regresión lineal, porque además de especificar la forma funcional del modelo, también se debe establecer inferencias acerca de los verdaderos valores de los parámetros poblacionales.

*Supuestos de Regresión Modelo Lineal  $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$ . (Apéndice XV)*

Normalidad : Sí Cumple

Homocedasticidad : Sí Cumple

No Autocorrelación : No Cumple

Dado que el modelo original tiene una correlación serial de los residuos ( $d = 0,256$ ), fue necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos a través del Método  $\rho$ , basado en el estadístico Durbin & Watson. Luego, el modelo transformado es:



$$Y^*t = 0,24083 + 0,13906 X1^*t - 0,400498 X2^*t \quad R^2 = 96,04 \% \quad d = 1,791$$

(Apéndice XVI)

Donde:

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

$X1^*t$ ,  $X2^*t$  = Variables independientes transformadas a través del método p, correspondiente a la primera iteración.

A partir de la regresión transformada se deben obtener los nuevos coeficientes de regresión del modelo original, es decir, el Intercepto ( $a_0$ ) y las Pendientes ( $a_1$ ) y ( $a_2$ ). Ver tabla 46.

**TABLA 46:** Coeficientes de Regresión del Modelo Original.

Parámetro	Fórmula	Valor
<b>Paso 1</b> $a_0^* = 0,24083$	$a_0 = a_0^*/(1 - \rho)$	$a_0 = 1,852538$
$a_1^* = 0,13906$	$a_1 = a_1^*$	$a_1 = 0,13906$
$a_2^* = -0,400498$	$a_2 = a_2^*$	$a_2 = -0,400498$
<b><math>\rho = 0,870</math></b>		

Finalmente, el modelo lineal original cumple con todos los supuestos de regresión y los estimadores, (Mínimos Cuadrados Ordinarios), son eficientes. Este modelo queda establecido por:

$$Y = 1,852538 + 0,13906 X1 - 0,400498 X2$$

Posteriormente, realizando la transformación de las variables y aplicando antilogaritmo queda una relación de las variables intensidad, duración y frecuencia, en una familia de curvas cuya ecuación es;

$$I = \frac{71,210 * T^{0,13906}}{D^{0,400498}}$$

Donde:

I = Intensidad de precipitación en mm/hr.

T = Período de retorno en años.

D = Duración de la lluvia en minutos.

### 6.7.1.6.- Modelo regresión Estación Bullileo.

El modelo de regresión lineal ajustado de acuerdo a los datos de la tabla 24, es el siguiente:

$$Y = 1,76112 + 0,109309 X1 - 0,323131 X2 \quad R^2 = 99,31 \% \quad 63 \text{ Datos}$$

**TABLA 47:** Análisis de Regresión.

Variable Dependiente: Y		Variable Independiente: X1, X2		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	1,76112	0,0109136	161,369	0,0000
a1	0,109309	0,00391725	27,9045	0,0000
a2	-0,323131	0,00363422	-88,9136	0,0000

Las dójimas de hipótesis para los coeficientes de la regresión (Pendiente e Intercepto) se indican a continuación:

\* 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

Al observar el “Valor-p” para la pendiente de la recta (Tabla 47), cuyo valor es cero, se puede concluir que la hipótesis nula se rechaza (el valor-p es inferior a  $\alpha/2$ ). Por lo tanto, las variables presentan una relación lineal entre ellas. De igual forma, se puede observar que el valor-p del intercepto es inferior a 0,05 ( $\alpha/2$ ), rechazándose la hipótesis nula.

TABLA 48: Análisis de Varianza.

Fuente	Suma de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,35191	2	0,675955	4342,14	0,0000
Error	0,00934039	60	0,000155673		
Total	1,36125	62			

Coefficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 99,31 %

$R^2$  ajustado = 99,29 %

Error Estándar de la Estimación = 0,0124769

Estadístico Durbin & Watson = 0,366

Error Absoluto = 0,0100498

Del análisis de varianza se verifica la tendencia lineal entre las variables. Adicionalmente, se entrega el análisis de correlación del modelo, proporcionando el coeficiente de determinación, el coeficiente de determinación ajustado y el estadígrafo de Durbin & Watson. (ver Apéndice XVII).

Ahora bien, es necesario probar los supuestos básicos de un modelo de regresión lineal, porque además de especificar la forma funcional del modelo, también se debe establecer inferencias acerca de los verdaderos valores de los parámetros poblacionales.

*Supuestos de Regresión Modelo Lineal  $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$ . (Apéndice XVII)*

Normalidad : Sí Cumple

Homocedasticidad : Sí Cumple

No-Autocorrelación : No Cumple

Dado que el modelo original tiene una correlación serial de los residuos ( $d = 0,366$ ), fue necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos a través del Método  $\rho$ , basado en el estadístico Durbin & Watson. Luego, el modelo transformado es:

$$Y^*t = 0,326849 + 0,111565 X1^*t - 0,327007 X2^*t \quad R^2 = 99,04 \% \quad d = 1,891$$

(Apéndice XIX)

Donde:

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

$X1^*t$ ,  $X2^*t$  = Variables independientes transformadas a través del método  $p$ , correspondiente a la primera iteración.

Es importante mencionar que a pesar de que la prueba de Durbin & Watson nos dice que no existe autocorrelación positiva o negativa de los residuos, es necesario aplicar nuevamente el método  $p$ , ya que gráficamente hay indicios de la presencia de autocorrelación de los residuos. El nuevo modelo quedó como sigue:

$$Y^{**}t = 0,308474 + 0,111765 X1^{**}t - 0,325752 X2^{**}t \quad R^2 = 99,02 \% \quad d = 2,019$$

(Apéndice XX)

Con;

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

$X1^{**}t$ ,  $X2^{**}t$  = Variables independientes transformadas a través del método  $p$ , correspondiente a la segunda iteración.

A partir de la regresión transformada se deben obtener los nuevos coeficientes de regresión del modelo original, es decir, el Intercepto ( $a_0$ ) y las Pendientes ( $a_1$ ) y ( $a_2$ ). Ver tabla 49.

TABLA 49: Coeficientes de Regresión del Modelo Original.

Parámetro	Fórmula	Valor
<b>Paso 1</b> $ao^{**} = 0,308474$	$ao^* = ao^{**}/(1 - \rho)$	$ao^* = 0,326082$
$a1^{**} = 0,111765$	$a1^* = a1^{**}$	$a1^* = 0,111765$
$a2^{**} = -0,325752$	$a2^* = a2^{**}$	$a2^* = -0,325752$
<b><math>p1 = 0,054</math> ; <math>p2 = 0,815</math></b>		
<b>Paso 2</b> $ao^* = 0,326082$	$ao = ao^*/(1 - \rho)$	$ao = 1,762605$
$a1^* = 0,111765$	$a1 = a1^*$	$a1 = 0,111765$
$a2^* = -0,325752$	$a2 = a2^*$	$a2 = -0,325752$

Finalmente, el modelo lineal original cumple con todos los supuestos de regresión y los estimadores, (Mínimos Cuadrados Ordinarios), son eficientes. Este modelo queda establecido por:

$$Y = 1,762605 + 0,111765 X1 - 0,325752 X2$$

Posteriormente, realizando la transformación de las variables y aplicando antilogaritmo queda una relación de las variables intensidad, duración y frecuencia, en una familia de curvas cuya ecuación es;

$$I = \frac{57,890 * T^{0,111765}}{D^{0,325752}}$$

Donde:

I = Intensidad de precipitación en mm/hr.

T = Período de retorno en años.

D = Duración de la lluvia en minutos.

### 6.7.2.-Medidas de bondad de ajuste.

Una vez ajustados los modelos para cada estación, se probaron dos medidas de bondad de ajuste; una corresponde a la prueba de U de Mann Whitney, y la otra al coeficiente de determinación ( $R^2$ ), ambas utilizadas para validar los modelos obtenidos para cada estación pluviográfica. Los modelos propuestos para obtener las curvas IDF para cada estación, así como también las pruebas de bondad de ajuste, se dan a conocer en la tabla 50.

**TABLA 50:** Modelos ajustados para cada estación pluviográfica.

Estación	Modelo	U	$R^2$
Talca	$I = (35,205 * T^{0,195247}) / D^{0,381204}$	se acepta Ho	96,79 %
Pencahue	$I = (63,694 * T^{0,164143}) / D^{0,469797}$	se acepta Ho	99,30 %
Parral	$I = (62,461 * T^{0,176557}) / D^{0,426971}$	se acepta Ho	98,79 %
Melozal	$I = (59,923 * T^{0,216018}) / D^{0,438091}$	se acepta Ho	98,17 %
Colorado	$I = (71,210 * T^{0,13906}) / D^{0,400498}$	se acepta Ho	96,04 %
Bullileo	$I = (57,890 * T^{0,111765}) / D^{0,325752}$	se acepta Ho	99,02 %

Donde:

I : La intensidad de precipitación en mm/hr, para una duración D y un período de retorno T.

T : Es el período de retorno en años.

D : Es la duración en minutos.

U : Corresponde a la prueba de bondad de ajuste U de Mann-Whitney para cada modelo seleccionado, con un nivel de confianza del 95%.

$R^2$  : Es el coeficiente de Determinación de cada modelo.

## **7.- ANÁLISIS Y DISCUSIÓN DE RESULTADOS.**

### **7.1.- La selección y recolección de la información pluviométrica.**

La Región posee un número de 12 estaciones pluviográficas, lo que motivó a seleccionar 6 estaciones, tomando como criterio de selección, la periodicidad de los datos, la cantidad y lo que es más importante, una alta representatividad geográfica, considerando el efecto orográfico y el patrón pluviométrico de la zona en estudio.

En lo referente a los años de estadística seleccionada para la investigación, es importante hacer mención que en muchas de las estaciones pluviográficas, los registros o bandas registradoras del agua caída se encontraban con algunas lagunas o con registros imperfectos, producto del paso del tiempo, lo que provocaría indudablemente errores en la lectura de la precipitación caída y por ende errores en la estimación de algún evento futuro. Tomando en consideración lo anterior, es que se seleccionó solamente a aquellas estaciones que presentaron un número menor de lagunas intermedias durante el período comprendido entre 1982 y 1998, utilizándose para este estudio en particular, cuatro estaciones con 17 años de estadística y dos estaciones, una con 16 años y la otra con 14 años de estadística. A pesar de no contar con un número mayor de años de análisis, la estadística utilizada permite asegurar que la metodología seguida para la obtención de la información considerada, es lógica y confiable, en un contexto hidrológico.



## 7.2.- Selección de las intensidades máximas anuales de precipitación.

En cuanto a los valores de intensidades máximas encontradas para cada estación y para cada año se pueden apreciar los siguientes valores:

**TABLA 51:** Rango de intensidades de precipitación máxima para cada estación.

Estación	Intensidades de Pp encontradas (mm/hr)				
	Valor máximo	Año	Valor mínimo	Año	Período analizado
Talca	14,30	1987	0,62	1994	1982 - 1998
Pencahue	15,90	1986	0,81	1994	1982 - 1998
Parral	19,30	1993	0,71	1989	1982 - 1998
Melozal	23,00	1992	0,60	1996	1982 - 1998
Colorado	25,60	1993	0,84	1997	1982 - 1998 *
Bullileo	22,40	1995	3,32	1990	1982 - 1998 **

Fuente: Elaboración propia.

(\*) Período de análisis: 1982 - 1998 menos los años 1994, 1995 y 1996.

(\*\*) Período de análisis: 1982 - 1998 menos el año 1988.

Los mayores valores de intensidad se encuentran en las duraciones de 1 hora, con un mínimo de 14,30 mm/hr en Talca, y un máximo de 25,60 mm/hr en Colorado.

### **7.3.- Pruebas de bondad de ajuste.**

Es importante destacar, que tanto para las estaciones del Valle Central, como para las estaciones de la Cordillera de los Andes, la función de Gumbel ajustó satisfactoriamente, corroborando de este modo, lo mencionado por Míntegui y López, (1990); CEOTMA, (1981); y Verma, (1988), citado por Kothyari y Garde, (1992); quienes citan a la función como la más apropiada para valores extremos. Lo anterior se puede afirmar en función de los resultados de las medidas de bondad de ajuste; así por ejemplo el coeficiente de determinación alcanzó valores mínimos de 87% y máximos de 99%, con un promedio de 96% para las estaciones del Valle Central y de un 92% para las estaciones de la Cordillera de los Andes.

Por otro lado, el nivel de ajuste del test de Kolmogorov-Smirnov para cada duración y estación analizada, fue ampliamente aceptable tanto para las estaciones del Valle Central, como para las de la Cordillera de los Andes; ya que los valores  $D$  calculados fueron ampliamente superados por el valor crítico de tabla  $D_t$ .

### **7.4.- Diseño de las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia y Tablas de uso práctico.**

Es importante mencionar, que el hecho de realizar distintas intensidades de muestreo para cada una de las estaciones, antes de diseñar las curvas IDF, tuvo como único objetivo el de obtener la forma de la curva lo más cercana a lo propuesto por Témez (1978), de modo de ir corrigiendo los quiebres o sobresaltos de la curva, procurando así encontrar valores de intensidad de precipitación cada vez mayores para tramos cortos de tiempo, ya que la probabilidad de encontrar valores de intensidad cada vez mayor a cortas duraciones, fue siempre muy alta.

En relación al número de muestreos realizados para cada estación, se puede señalar que la estación con una mayor intensidad de muestreo fue la de Colorado, y la que presentó menos problemas para el diseño de la curva fue la estación de Penciahue, en la cual sólo fue necesario realizar 2 muestreos.

Para duraciones de 1 hora, la intensidad aumenta de norte a sur con la latitud, desde un orden de 12,4 mm/hr en Talca y Penciahue, hasta aproximadamente 18 mm/hr en la estación de Bullileo. Lo mismo sucede con la longitud, ya que si se compara la estación Talca con Colorado, se ve un aumento de 12,4 mm/hr hasta aproximadamente 17 mm/hr. Por lo mismo, si se confronta la intensidad de Parral con Bullileo, que prácticamente están a la misma latitud, se aprecia un aumento de la intensidad con la longitud, desde un orden de 14,8 mm/hr, hasta aproximadamente 18 mm/hr.

Por otro lado, para duraciones de 24 horas sucede algo muy similar, en donde las intensidades crecen con la latitud desde 2,4 mm/hr en Penciahue y Talca, hasta aproximadamente 3,4 mm/hr en Parral y Melozal. Esta misma situación ocurre en las estaciones de la Cordillera de los Andes, en donde las intensidades aumentan con la latitud desde un orden de 4,6 mm/hr en Colorado hasta 6,06 mm/hr en Bullileo.

En consecuencia, entre las estaciones del Valle Central y las de la Cordillera de los Andes, se insinúa para las distintas duraciones y períodos de retorno un aumento de las intensidades con la latitud. Queda además de manifiesto, que las mayores intensidades se producen en cortas duraciones, principalmente las intensidades ocurridas en una duración de 1 hora. Esto corrobora la hipótesis de que a menor tiempo, la intensidad de lluvia es mayor, como lo comprueban los datos alcanzados.

### **7.5.- Modelos de Regresión Lineal Múltiple.**

Es menester destacar que durante el desarrollo de esta investigación, se estudiaron distintos métodos o formas analíticas para desarrollar las curvas IDF. Sin embargo, el método analítico utilizado fue el propuesto por Aparicio (1997); cuya ecuación ha sufrido una pequeña modificación por propia recomendación del autor, para fines de representar las curvas IDF en una ecuación que es mucho más simple que las propuestas por Chen (1983), y de la ecuación de Bell (1969), citado por Kothyari y Garde, (1992), que es un método que solamente permite estimar la intensidad de precipitación para duraciones entre 5 minutos y 2 horas. Además, la ecuación de Aparicio, (1997), es muy similar a la ecuación planteada por Bernard, (1932), citado por Kothyari y Garde, (1992), y que es utilizada con buenos resultados en el diseño hidrológico de India.

En relación al análisis estadístico para establecer la calidad del modelo de regresión, se puede señalar que para todas las estaciones se cumplieron en una primera etapa sólo dos de los tres supuestos de regresión probados; éstos son el supuesto de Normalidad y de Homocedasticidad. En vista, de que el supuesto de no-Autocorrelación no fue cumplido por ninguna estación, se aplicó una medida correctiva, iterando el modelo en una y a veces en dos ocasiones, utilizando para esto el método P.

En virtud de esta medida correctiva, el supuesto de no-Autocorrelación tanto en forma gráfica, a través del gráfico de residuos v/s tiempo, y matemática por medio del test de Durbin & Watson, arrojó buenos resultados para cinco estaciones, que permiten confirmar que el supuesto es cumplido satisfactoriamente. Por otra parte, para la estación de Talca hecha ya la corrección de Durbin & Watson, con dos iteraciones, no fue lo mismo, ya que matemáticamente el supuesto se cumple, pero en forma gráfica presenta indicios de autocorrelación de los residuos.

Sin embargo, como existe una sola frecuencia fuera del intervalo de confianza, se puede decir que no se está en presencia de Autocorrelación de los residuos.

#### **7.6.- Medidas de bondad de ajuste de los modelos seleccionados.**

En cuanto a las medidas de bondad de ajuste utilizadas, se puede señalar lo siguiente:

❖ Prueba U de Mann Whitney para una prueba de dos colas:

Para un  $\alpha = 0,05$  y  $n_1=7$ ,  $n_2=7$ , según la tabla de decisión citado por Mason, (1992), se tiene un valor de  $U_{\text{tabla}} = 11$ . Por lo tanto, como el valor calculado para todos los modelos y períodos de retorno de las distintas estaciones es muy superior al valor de tabla, se puede afirmar que se acepta la hipótesis nula; o sea tanto el valor estimado generado por el modelo ajustado de Aparicio, como el real obtenido del modelo adimensional provienen de la misma población. En el apéndice XXI se entrega con más detalle los valores U calculados y U de tabla de la prueba U de Mann Whitney, para los modelos de las estaciones en estudio.

❖ Coeficiente de determinación  $R^2$  :

En cuánto a este estadístico, se puede apreciar en la Tabla 50 que los valores flúctuan en un rango de un 96% como mínimo en la estación Colorado y un máximo de 99,30% en Penciahue, lo que sin duda es un buen indicio de que los modelos propuestos son una buena estimación de los datos reales.

## 8.- CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES.

### 8.1.- Conclusiones.

En función de los resultados obtenidos, es posible plantear las siguientes conclusiones:

- ✓ El estudio demostró que con la metodología propuesta por Témex, es posible conseguir la modelación de las curvas IDF en la Región y en base a la información disponible.
- ✓ Según el coeficiente de determinación  $R^2$  y los resultados de la prueba U de Mann Whitney, casi no se manifiestan diferencias entre los modelos ajustados de las estaciones del Valle Central y las estaciones pluviográficas de la Cordillera de los Andes.
- ✓ Los modelos utilizados para explicar la relación entre la intensidad, la duración y la frecuencia, poseen una muy buena calidad de ajuste, lo que asegura una buena estimación y pronóstico de intensidades máximas de precipitación.
- ✓ En cuanto al diseño de las curvas IDF definidas para cada estación, se puede concluir que, no existen diferencias en cuanto al tipo y forma de la gráfica tanto para las estaciones del Valle Central como para las de la Cordillera de los Andes, apreciándose solamente diferencias en relación a la escala de intensidad de precipitación utilizadas.
- ✓ En relación a la construcción de las curvas IDF, se puede concluir que en general no se presentaron grandes problemas en el diseño y construcción de las curvas para las distintas estaciones, salvo en la estación de Colorado, en la cual fue necesario realizar acabados e intensos muestreos con el objeto de obtener una gráfica lo más cercana al modelo teórico.

## 8.2.- Recomendaciones.

- ✓ Si para la zona en estudio sólo existe información pluviométrica, es decir, duraciones de precipitación de 24 horas, se deberán utilizar las tablas de uso práctico con el parámetro k calculado de la estación pluviográfica más cercana y, mediante esto, estimar la intensidad asociada a duraciones menores de 24 horas y para distintos períodos de retorno, con las debidas precauciones y limitaciones que esta práctica conlleva.
- ✓ Se recomienda el uso de los siguientes modelos ajustados, para cada estación estudiada. Asimismo, estos modelos pueden ser extrapolados a zonas cercanas con regímenes climáticos similares. Los modelos son:

$$I = \frac{63,694 * T^{0,164143}}{D^{0,469797}} \quad \text{Estación Pencahue}$$

$$I = \frac{35,205 * T^{0,195247}}{D^{0,381204}} \quad \text{Estación Talca.}$$

$$I = \frac{62,461 * T^{0,176557}}{D^{0,426971}} \quad \text{Estación Parral.}$$

$$I = \frac{59,923 * T^{0,216018}}{D^{0,438091}} \quad \text{Estación Melozal.}$$

$$I = \frac{71,210 * T^{0,13906}}{D^{0,400498}} \quad \text{Estación Colorado.}$$

$$I = \frac{57,890 * T^{0,111765}}{D^{0,325752}} \quad \text{Estación Bullileo.}$$

Donde:

I : Intensidad de precipitación en mm/hr.

T: Período de retorno en años.

D: Duración en minutos.

- ✓ Para el empleo de la ecuación racional, que mide caudales máximos de los ríos en forma directa, y para lo cual se requiere de intensidades máximas de lluvia en 1 hora, se recomienda utilizar directamente los valores de intensidad máxima de 1 hora y para los distintos períodos de retorno establecidos en las tablas de uso práctico.
- ✓ Sería recomendable incorporar los seis modelos propuestos anteriormente, en los estudios que se desarrollan en los correspondientes organismos técnicos, derivado de que éstos representan realidades específicas y son función de información local debidamente procesada.
- ✓ Es también recomendable, que este estudio sea complementado y revisado en un plazo máximo de 8 años, con el fin de añadirle nueva información, la que podría modificar sus resultados.



✓ Finalmente, esta investigación abarcó 6 de las 12 estaciones pluviográficas existentes en la Región, por lo cual sería deseable completar las 6 restantes en el más breve plazo y con ello colocar a la VII Región, a la cabeza de este tipo de investigaciones, además de favorecer una mejor gestión de los recursos hídricos, con el consiguiente beneficio de desarrollo.

## 9.- BIBLIOGRAFÍA.

- APARICIO, F. 1997. Fundamentos de Hidrología de Superficie. Balderas, México: Limusa. 303 p.
- AROS, V. 1997. Apuntes de Hidrología. Ingeniería Civil. Universidad de Concepción. Concepción. Chile. 25 - 31 p.
- CAAMAÑO, G.; DASSO, M.; GARCÍA, M. 1999. Síntesis de Patrones temporales de tormentas intensas en la Provincia de Córdoba, Argentina. Memorias XIV Congreso Chileno de Ingeniería Hidráulica. Santiago, Chile. 512 p.
- CANAVOS, G. 1995. Probabilidad y Estadística. Aplicaciones y métodos. McGraw-Hill Interamericana. México. 651 p.
- CEOTMA. 1981. Centro de Estudios de Ordenación del Territorio y Medio Ambiente, Guía para la Elaboración de Estudios del Medio Físico: Contenido y Metodología. Ministerio de Obras Públicas y Urbanismo. Madrid, España. 572p.
- CHEN, C. L. 1983. " Rainfall intensity-duration-frequency formulas ," J. Hydro. Engrg., ASCE, 109(12), 1603-1621 p.
- CHOW, V.; MAIDMENT, D.; MAYS, L. 1994. Manual de Hidrología Aplicada. Santafé de Bogotá, Colombia: McGraw-Hill. 584 p.
- CID, L.; MORA, C.; VALENZUELA, M. 1990. Estadística matemática. Probabilidades e Inferencia estadística. Universidad de Concepción. Facultad de Ciencias . Departamento de matemáticas. Chile. 319 p.

- DICKINSON, T., 1977. “ Rainfall intensity – frequency relationships from monthly extremes,”. *J. Hydro.*, 35: 137-145 p.
  
- EULA. 1993. Programa Interuniversitario. Di Ricerca Scientifica Applicata e Formazione. “Gestión de los recursos hídricos de la cuenca del río Bío-Bío y del área marina costera adyacente”. Universidad de Concepción. Concepción. Chile. 600 p.
  
- FERRER, F. 1993. Recomendaciones para el Calculo Hidrometeorológico de avenidas. Madrid. Centro de estudios y experimentación de Obras Públicas. España. 76 p.
  
- GUJARATI, D. 1992. Econometría. Segunda edición. Mc Graw- Hill Latinoamericana. D. F. México. 597 p.
  
- INSTITUTO GEOGRÁFICO MILITAR. 1985. Atlas Geográfico de Chile para la Educación. Primera Edición. Talleres Gráficos del Instituto Geográfico Militar. Santiago. Chile. 140 p.
  
- KAZMANN, R. 1974. Hidrología Moderna. Segunda Edición. Compañía Editorial Continental S.A.D.F. México. 420 p.
  
- KOTHYARI, C.; GARDE, J. 1992. Rainfall Intensity-Duration-Frequency. *Journal of Hydraulic Engineering*. Volumen.118, N°2. USA. 323 – 336 pág.
  
- LINSLEY, R.; KOHLER, M.; PAULHUS, J. 1988. Hidrología para Ingenieros. Segunda Edición. Mc Graw-Hill. Latinoamericana. D.F. México. 386 p.
  
- LUCERO, A. 1997. Análisis probabilístico espacial y temporal de las precipitaciones pluviales anuales de la VII Región. Escuela de Ingeniería Forestal, Facultad de Recursos Naturales. Universidad de Talca. Talca. Chile. 69 p.

- MARABOLÍ, F. 2000. Evaluación de tres modelos precipitación-escorrentía, en la cuenca del río Achibueno, VII Región, Chile. Tesis para optar al título de Ingeniero Forestal. Universidad de Talca. Talca. Chile. 120 p.
- MASON, R.; LIND, D. 1992. Estadística para administración y economía. Alfaomega. México. 911 p.
- MINTEGUI, J.; LÓPEZ, F. 1990. La ordenación Agrohidrológica en la Planificación. Servicio Central de Publicaciones del Gobierno Vasco. Vitoria – Gasteiz. España. 306 p.
- MENDENHALL, W.; SCHEAFFER, R.; WACKERLY, D.; 1986. Estadística y Matemáticas con Aplicaciones. México: Editorial Iberoamericana, S.A. Tercera edición. 751 p.
- MOP, DGA, Chile.1998. Balance Hídrico de Chile – 1987. Dirección General de Aguas, Ministerio de Obras Públicas. Santiago. Chile. 50 p.
- MOP, Dirección General de Obras Públicas, Chile. 1981. Manual de carreteras. Volumen nº3 instrucciones de diseño. Capítulo 3.700. Hidrología y Drenaje. Oficina de estudios. Dirección de Vialidad. VII Región. Chile. 208 p.
- PIZARRO, R.; NOVOA, P. 1986. Instructivo nº 5. Determinación de valores probabilísticos para variables hidrológicas. Elementos técnicos de Hidrología. Corporación Nacional Forestal (CONAF). Chile. 78 p.
- PIZARRRO, R. 1988. Elementos técnicos de hidrología II (Instructivos técnicos): Proyecto regional sobre uso y conservación de recursos hídricos en áreas rurales de América Latina y el Caribe. Conaf. IV Región. Chile. 109 p.

- PIZARRO, R. 1993. Elementos técnicos de hidrología III. Proyecto regional mayor sobre uso y conservación de recursos hídricos en áreas rurales de América latina y el Caribe. Universidad de Talca. Talca. Chile. 135 p.
  
- PLANETA EDITORES. 1992. Nueva Enciclopedia Temática - Planeta . Geografía. Editorial Planeta Chilena S.A. Santiago. Chile. 333 p.
  
- RAMÍREZ, C. 1998. Análisis comparativo de modelos para la estimación de precipitaciones anuales en períodos extremos. Tesis para optar al título de Ingeniero Forestal. Universidad de Talca. Talca. Chile. 78 p.
  
- SHAO, S. 1970. Estadística para economistas y administradores de empresas. Editorial Herrero Hermanos, SUCS. S.A. México. 786 p.
  
- TRAGSA Y TRAGSATEC. 1994. Restauración Hidrológica Forestal de Cuencas y Control de la Erosión. Empresa de Transformación Agraria S.A., Tecnologías y Servicios Agrarios S.A.. Ediciones Mundi-Prensa. Madrid. España. 902 p.
  
- TÉMEZ, J. 1978. Calculo Hidrometeorológico de Caudales máximos en pequeñas cuencas naturales. Dirección General de Carreteras. Madrid. España. 111p.
  
- 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.
  
- VALLEJOS, O. 1999. Dendrometría para Ingenieros Forestales. Departamento de producción forestal. Escuela de Ingeniería Forestal. Universidad de Talca. Talca. Chile. 196 p.

# APÉNDICES

## APÉNDICE I

Análisis de regresión de la estación Penciahue.

## APENDICE I

### ANÁLISIS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN PENCAHUE (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	1,81241	0,0111073	163,173	0,0000
a1	0,160926	0,00398683	40,3644	0,0000
a2	-0,471095	0,00369914	-127,353	0,0000

**Tabla 2.** Análisis de Varianza.

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	2,8777	2	1,43885	8924,00	0,0000
Error	0,00967402	60	0,000161234		
Total	2,88737	62			

Coefficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 99,67 %

$R^2$  ajustado = 99,65 %

Error Estándar de la Estimación = 0,0126978

Estadístico Durbin-Watson = 0,828

Error absoluto = 0,00929045

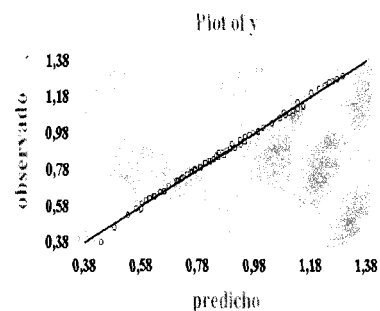
**Tabla 3.** Residuos Inusuales.

Fila	Y	Yestimado	Error	Residuos Stnd.
18	1,125	1,15486	-0,0298589	-2,53
55	0,384	0,437183	-0,0531826	-5,39

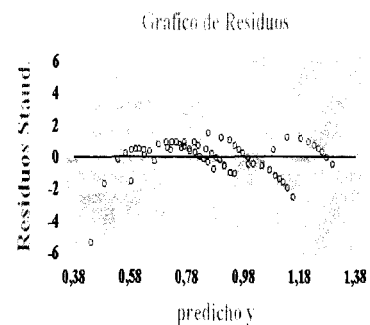
**Tabla 4.** Puntos Influyentes.

Fila	Leverage	Distance	DFITS
18	0,0562102	2,64917	-0,616654
46	0,0888303	4,96304	-0,495126
55	0,114839	6,93016	-1,94301
56	0,0766892	4,08273	-0,494936

**Gráfico 1**



**Gráfico 2**





## APÉNDICE II

Análisis y supuestos de regresión estación Pencahue.

## APENDICE II

### ANÁLISIS Y SUPUESTOS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN PENCAHUE (63 Datos)

#### 1.- Supuesto de Normalidad.

##### (i) Test de Kolmogorov-Smirnov.

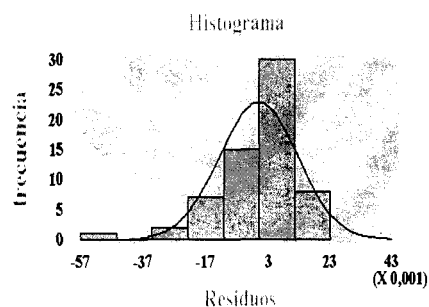
Estimación Estadístico Kolmogorov DPLUS = 0,094945  
 Estimación Estadístico Kolmogorov DMINUS = 0,154409  
 Estimación Completa Estadístico DN = 0,154409  
 Valor-p Aproximado = 0,0991736

Este test revela que existe normalidad de los residuos, por cuanto el valor-p (0,0991736) es mayor a  $\alpha$  (0,05).

##### (ii) Histograma de frecuencias.

Gráficamente, en el histograma de frecuencias se observa una forma más o menos simétrica de los residuos y con una cola liviana a un extremo y en la otra presenta una pequeña desviación, sin que ello signifique falta de Normalidad.

**Gráfico 1**



#### 2.- Supuesto de Homocedasticidad.

Test Goldfeld – Quandt ( $c = n/3 = 21$ ) ( $\alpha = 0,05$ ).  $Y$  v/s  $X_1$

##### Análisis de Varianza. Recta 1 (21 valores)

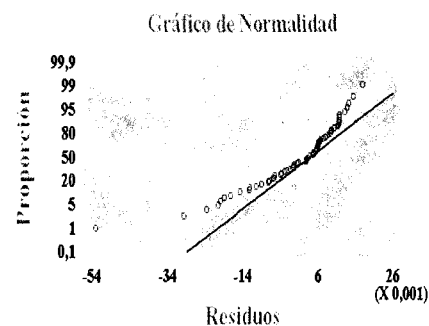
Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,446915	1	0,04469	0,90	0,3540
Error	0,940652	19	0,049508		
Total	0,985343	20			

##### Análisis de Varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,00283874	1	0,00283874	5,66	0,0228
Error	0,828248	19	0,043592		
Total	0,831087	20			

$K$  calculado =  $(SCR_2 / g.l) / (SCR_1 / g.l)$   
 $K$  calculado =  $(0,828248 / 19) / (0,940652 / 19)$   
 $K$  calculado = 0,88  
 $K$  tabla = 2,12

**Gráfico 2**



Test Goldfeld – Quandt ( $c = n/3 = 21$ ) (95 % de Confianza).

Y v/s X2

**Análisis de Varianza. Recta 1 (21 valores)**

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,310466	1	0,310466	83,43	0,0000
Error	0,0707082	19	0,00372149		
Total	0,381175	20			

**Análisis de Varianza. Recta 2 (21 valores)**

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,216475	1	0,216475	5,66	0,0228
Error	0,110137	19	0,00579668		
Total	0,831087	20			

$K \text{ calculado} = (SCR_2 / g.l) / (SCR_1 / g.l)$   
 $K \text{ calculado} = (0,110137 / 19) / (0,0707082 / 19)$   
 $K \text{ calculado} = 1,56$   
 $K \text{ tabla} = 2,12$

Estadísticamente, como el  $K_{\text{tabla}}$  es mayor al  $K_{\text{calculado}}$ , entonces, existe una gran probabilidad de que exista homocedasticidad de los residuos. En forma gráfica, no se aprecia un patrón de comportamiento de los residuos definido, por lo que no habría evidencia de heterocedasticidad.

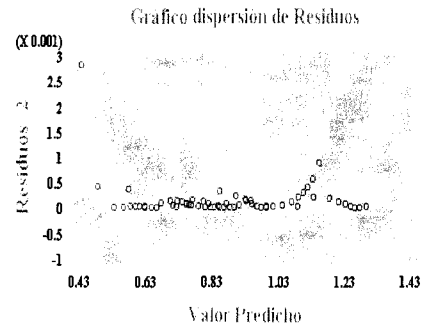
**3.- Supuesto de No-Autocorrelación.**

Prueba de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ )	
$d = 0,828$ ; $d_L = 1,520$ ; $d_U = 1,660$	
$0 < d < d_U$	
$0 < 0,828 < 1,660$	

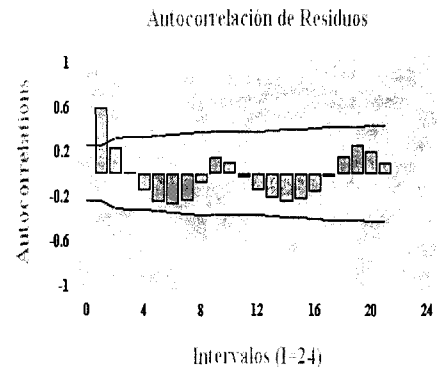
Luego, el valor de ( $d=0,828$ ) está dentro de la región de decisión Rechazar. Por lo tanto, existe Autocorrelación positiva de los residuos.

No cumple con el supuesto de No-Autocorrelación.

**Gráfico 3**



**Gráfico 4**



## APÉNDICE III

Análisis de regresión y supuesto de No-Autocorrelación del modelo lineal múltiple transformado de la estación Pencahue.

## APENDICE III

### ANÁLISIS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN PENCAHUE (62 Datos)

**Tabla 1.** Modelo Lineal Múltiple Transformado:

$$Y^*t = a_0 + a_1X1^*t + a_2X2^*t$$

Variable Dependiente: Y*t		Variable Independiente: X1*t, X2*t		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,746896	0,00888778	84,0362	0,0000
a1*	0,164143	0,0036765	44,6466	0,0000
a2*	-0,469797	0,00743724	-63,1682	0,0000

**Tabla 2.** Análisis de Varianza.

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,882667	2	0,441333	4156,51	0,0000
Error	0,00626455	59	0,000106179		
Total	0,888931	61			

Coefficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 99,30 %

$R^2$  ajustado = 99,27 %

Error Estándar de la Estimación = 0,0103043

Estadístico Durbin-Watson = 1,765

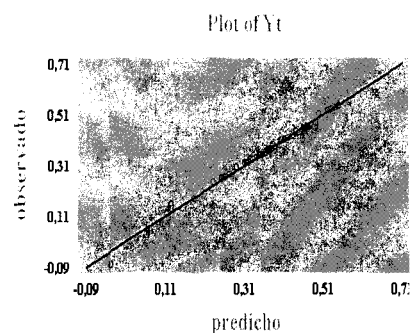
Error absoluto = 0,00621412

**Tabla 3.** Supuesto de No-Autocorrelación.

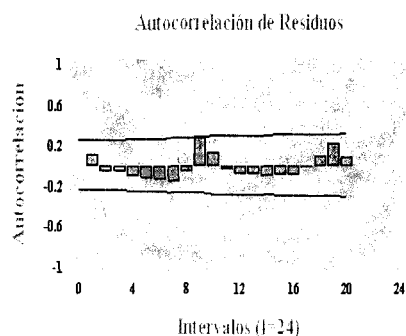
Prueba de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ )		
$d = 1,765$ ; $d_L = 1,514$ ; $d_U = 1,652$		
$d_U$	$<$	$d$ $<$ $4 - d_U$
1,652	$<$	1,765 $<$ 2,348

Luego, para un nivel de confianza del 95%, la prueba de Durbin & Watson revela que el valor de ( $d=1,765$ ) está dentro de la región de decisión de no Rechazar, es decir, no existe Autocorrelación positiva o negativa de los residuos.

**Gráfico 1**



**Gráfico 2.**



## APÉNDICE IV

Análisis de regresión del modelo lineal múltiple estación  
Talca.

**APENDICE IV**  
ANÁLISIS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN TALCA (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	1,70691	0,0370808	46,0323	0,0000
a1	0,181306	0,0133095	16,6223	0,0000
a2	-0,432331	0,0123479	-35,0126	0,0000

**Tabla 2.** Análisis de Varianza.

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	2,53654	2	1,26827	705,73	0,0000
Error	0,107827	60	0,00179712		
Total	2,64437	62			

Coefficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 95,92 %  
 $R^2$  ajustado = 95,79 %  
 Error Estándar de la Estimación = 0,0423924  
 Estadístico Durbin-Watson = 0,228  
 Error absoluto = 0,035118

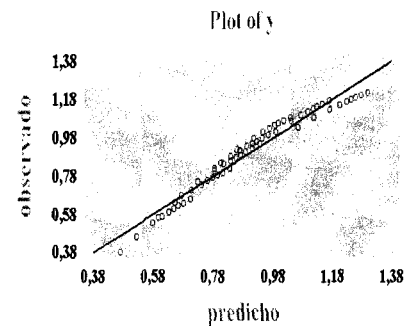
**Tabla 3.** Residuos Inusuales.

Fila	Y	Yestimado	Error	Residuos Stnd.
8	1,19728	1,27812	-0,0808447	-2,03
9	1,21139	1,30078	-0,0893871	-2,28
55	0,380211	,0,468185	-0,0879735	-2,28

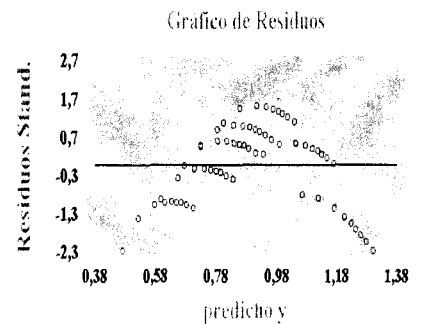
**Tabla 4.** Puntos Influyentes.

Fila	Leverage	Distance	DFITS
6	0,0641269	3,19591	-0,449037
7	0,0679698	3,46465	-0,99123
8	0,0743553	3,91615	-0,576278
9	0,08532	4,0612	-0,696528
55	0,114843	6,93048	-0,821883

**Gráfico 1**



**Gráfico 2**



## APÉNDICE V

Análisis y supuestos de regresión estación Talca.



## APENDICE V

### ANÁLISIS Y SUPUESTOS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN TALCA (63 Datos)

#### 1.- Supuesto de Normalidad.

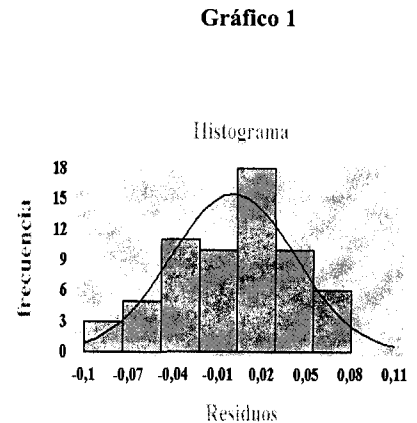
##### (i) Test de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación Estadístico Kolmogorov DPLUS = 0,0938875  
 Estimación Estadístico Kolmogorov DMINUS = 0,120686  
 Estimación Completa Estadístico DN = 0,120686  
 Valor-p Aproximado = 0,31981

Este test revela que existe normalidad de los residuos, por cuanto el valor-p (0,31981) es mayor a  $\alpha$  (0,05).

##### (ii) Histograma de frecuencias.

Gráficamente, en el histograma de frecuencias se observa una forma más o menos simétrica de los residuos y con una cola liviana a un extremo y en la otra presenta una pequeña desviación, sin que ello signifique falta de Normalidad.



#### 2.- Supuesto de Homocedasticidad.

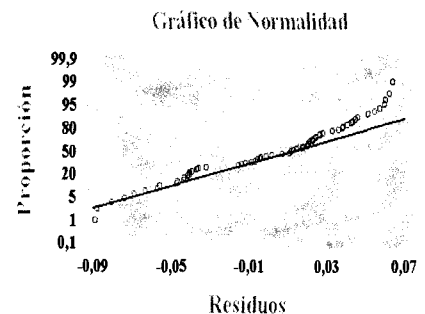
Test Goldfeld – Quandt ( $c = n/3 = 21$ )(95 % de Confianza).

Y v/s X1

**Gráfico 2**

##### Análisis de Varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,0589818	1	0,0589818	1,33	0,2640
Error	0,845698	19	0,0445104		
Total	0,90468	20			



##### Análisis de Varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,00344512	1	0,00344512	0,09	0,7657
Error	0,716371	19	0,0377038		
Total	0,719816	20			

K calculado =  $(SCR_2 / g.l) / (SCR_1 / g.l)$   
 K calculado =  $(0,716371 / 19) / (0,845698 / 19)$   
 K calculado = 0,85  
 K tabla = 2,12

Test Goldfeld – Quandt ( $c = n/3 = 21$ ) (95 % de Confianza).

Y v/s X2

**Análisis de Varianza. Recta 1 (21 valores)**

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,0146448	1	0,0146448	0,31	0,5826
Error	0,890035	19	0,0468439		
Total	0,90468	20			

**Análisis de Varianza. Recta 2 (21 valores)**

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,0585836	1	0,0585836	1,68	0,2100
Error	0,661233	19	0,0348017		
Total	0,719816	20			

$K \text{ calculado} = (SCR_2 / g.l) / (SCR_1 / g.l)$   
 $K \text{ calculado} = (0,661233 / 19) / (0,890035 / 19)$   
 $K \text{ calculado} = 0,74$   
 $K \text{ tabla} = 2,12$

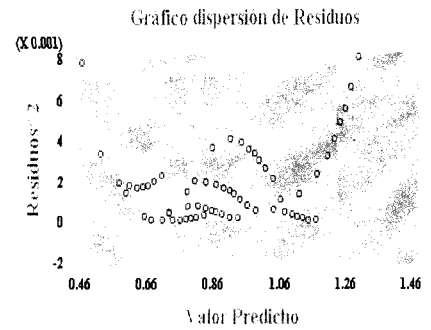
Estadísticamente, como el  $K_{\text{tabla}}$  es mayor al  $K_{\text{calculado}}$ , entonces, existe una gran probabilidad de que exista homocedasticidad de los residuos. En forma gráfica, no se aprecia un patrón de comportamiento de los residuos definido, por lo que no habría evidencia de heterocedasticidad.

**3.- Supuesto de No-Autocorrelación.**

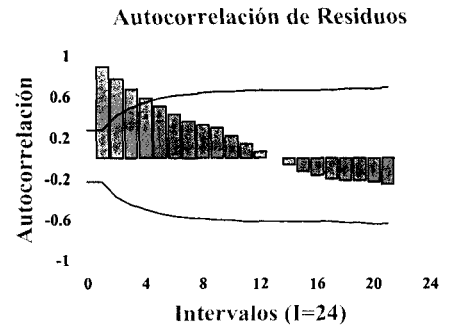
Prueba de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ )		
$D = 0,228$ ; $d_L = 1,520$ ; $d_U = 1,660$		
0	<	$d$ < $d_U$
0	<	$0,228$ < $1,660$

Luego, el valor de ( $d=0,228$ ) está dentro de la región de decisión Rechazar la hipótesis nula, es decir, existe Autocorrelación positiva de los residuos.

**Gráfico 3**



**Gráfico 4**



## APÉNDICE VI

Análisis de regresión y supuesto de No-Autocorrelación del modelo lineal múltiple transformado estación Talca.

**APENDICE VI**  
ANÁLISIS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN TALCA (62 Datos)

**Tabla 1.** Modelo Lineal Múltiple Transformado:

$$Y^*t = a_0 + a_1X1^*t + a_2X2^*t$$

Variable Dependiente: Y*t		Variable Independiente: X1*t, X2*t		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,178414	0,0163183	10,9334	0,0000
a1*	0,193702	0,00950074	20,3882	0,0000
a2*	-0,387659	0,0480025	-8,0758	0,0000

**Tabla 2.** Análisis de Varianza.

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,713111	2	0,356555	928,06	0,0000
Error	0,0226675	59	0,000384195		
Total	0,735778	61			

Coefficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 96,92 %

$R^2$  ajustado = 96,81 %

Error Estándar de la Estimación = 0,0196009

Estadístico Durbin-Watson = 1,873

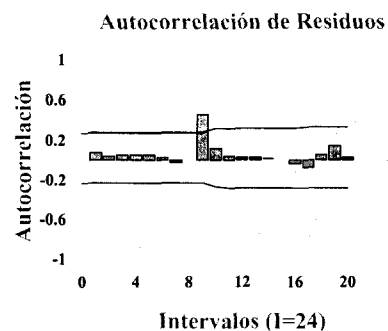
Error absoluto = 0,0103247

**Tabla 3.** Supuesto de No-Autocorrelación.

Prueba de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ )				
$d = 1,873$ ; $d_L = 1,514$ ; $d_U = 1,652$				
$d_U$	<	$d$	<	$4 - d_U$
1,652	<	1,873	<	2,348

Luego, el valor de ( $d = 1,873$ ) está dentro de la región de decisión de no Rechazar, es decir, no existe Autocorrelación positiva o negativa. Sin embargo, gráficamente hay indicios de Autocorrelación de los Residuos.

**Gráfico 1**



## APÉNDICE VII

Análisis de regresión del modelo lineal múltiple transformado y supuesto de No-Autocorrelación estación Talca.

## APENDICE VII

### ANÁLISIS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN TALCA (61 Datos)

**Tabla 1.** Modelo Lineal Múltiple Transformado:

$$Y^{**t} = a_0 + a_1X1^{**t} + a_2X2^{**t}$$

Variable Dependiente: Y**t		Variable Independiente: X1**t, X2**t		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,165029	0,0165125	9,99416	0,0000
a1**	0,195247	0,00986552	19,7908	0,0000
a2**	-0,381204	0,0517246	-7,36987	0,0000

**Tabla 2.** Análisis de Varianza.

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,722589	2	0,361294	929,35	0,0000
Error	0,022548	58	0,000388758		
Total	0,745136	60			

Coefficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 96,97 %

$R^2$  ajustado = 96,87 %

Error Estándar de la Estimación = 0,019717

Estadístico Durbin-Watson = 1,984

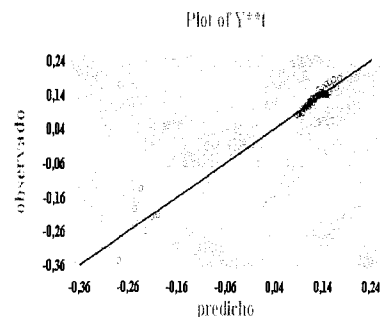
Error absoluto = 0,0100656

**Tabla 3.** Supuesto de No-Autocorrelación.

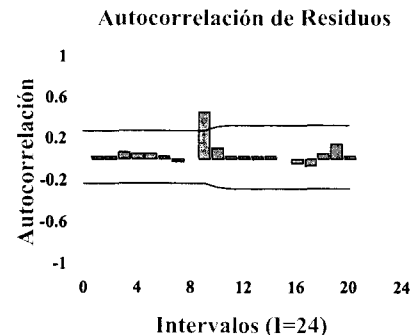
Prueba de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ )		
$d = 1,984$ ; $d_L = 1,510$ ; $d_U = 1,650$		
$d_U$	$<$	$d$
$1,650$	$<$	$1,984$
		$< 4 - d_U$
		$< 2,350$

Para un nivel de confianza del 95%, la prueba de Durbin & Watson revela que el valor (d) está dentro de la región de decisión de no Rechazar la hipótesis nula, es decir, no existe Autocorrelación positiva o negativa de los residuos. Sin embargo, gráficamente indica la presencia de autocorrelación de los residuos, pero como es una sólo la frecuencia que se encuentra fuera del intervalo de confianza, se estaría en condiciones de afirmar la no-Autocorrelación de los residuos.

**Gráfico 1**



**Gráfico 2**



## APÉNDICE VIII

Análisis de regresión del modelo lineal múltiple de la  
estación Parral.

## APENDICE VIII

### ANÁLISIS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN PARRAL (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	1,80188	0,0146768	122,771	0,0000
a1	0,171203	0,00526798	32,4987	0,0000
a2	-0,425876	0,00488735	-87,1385	0,0000

**Tabla 2.** Análisis de Varianza.

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	2,43512	2	1,21756	4324,65	0,0000
Error	0,0168924	60	0,000281539		
Total	2,45201	62			

Coefficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 99,31 %  
 $R^2$  ajustado = 99,29 %  
 Error Estándar de la Estimación = 0,0167791  
 Estadístico Durbin-Watson = 0,654  
 Error Absoluto = 0,0124803

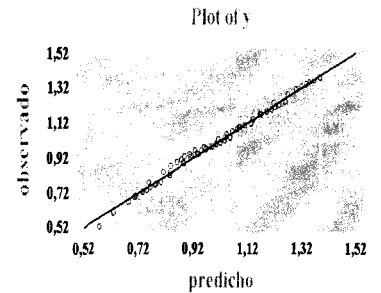
**Tabla 3.** Residuos Inusuales.

Fila	Y	Yestimado	Error	Residuos Stnd.
49	0,872156	0,8379	0,0342563	2,13
50	0,894316	0,85929	0,0350263	2,18
51	0,910624	0,875881	0,034743	2,17
52	0,923762	0,889437	0,0343252	2,14
53	0,93902	0,906028	0,0329919	2,06
55	0,525045	0,576477	-0,0514317	-3,56

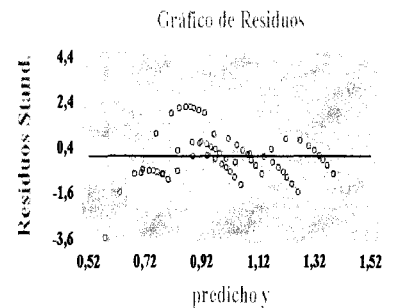
**Tabla 4.** Puntos Influyentes.

Fila	Leverage	Distance	DFITS
54	0,0521863	2,37477	0,442802
55	0,114843	6,93048	-1,28269
56	0,0766906	4,08283	-0,449847

**Gráfico 1**



**Gráfico 2**





## APÉNDICE IX

Análisis y supuestos de regresión estación Parral.

## APENDICE IX

### ANÁLISIS Y SUPUESTOS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN PARRAL (63 Datos)

#### 1.- Supuesto de Normalidad.

##### (i) Test de Kolmogorov-Smirnov.

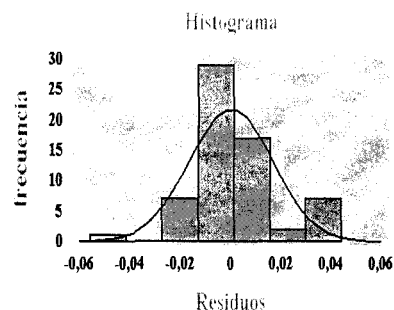
Estimación Estadístico Kolmogorov DPLUS = 0,0769794  
 Estimación Estadístico Kolmogorov DMINUS = 0,087902  
 Estimación Completa Estadístico DN = 0,087902  
 Valor-p Aproximado = 0,71506

Este test revela que existe normalidad de los residuos, por cuanto el valor-p (0,71506) es mayor a  $\alpha$  (0,05).

##### (ii) Histograma de frecuencias.

Gráficamente, en el histograma de frecuencias se observa una forma más o menos simétrica de los residuos y con una cola liviana a un extremo y en la otra presenta una pequeña desviación, sin que ello signifique falta de Normalidad. Por lo tanto, los residuos no tienen problemas de Normalidad.

**Gráfico 1**



#### 2.- Supuesto de Homocedasticidad.

Test Goldfeld – Quandt ( $c = n/3 = 21$ ) ( $\alpha = 0,05$ ). Y vs X1

Análisis de Varianza. Recta 1 (21 valores)

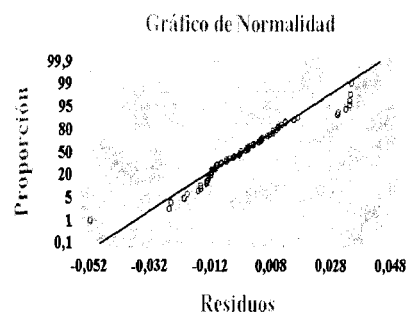
Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,0515139	1	0,0515139	1,26	0,2760
Error	0,777924	19	0,0409434		
Total	0,829438	20			

Análisis de Varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,00317359	1	0,00317359	0,09	0,7684
Error	0,675526	19	0,035554		
Total	0,678699	20			

K calculado =  $(SCR_2 / g.l) / (SCR_1 / g.l)$   
 K calculado =  $(0,675526 / 19) / (0,777924 / 19)$   
 K calculado = 0,87  
 K tabla = 2,12

**Gráfico 2**



**Test Goldfeld – Quandt** ( $c = n/3 = 21$ ) (95 % de Confianza).  
Y v/s X2

**Análisis de Varianza. Recta 1 (21 valores)**

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,59408	1	0,259408	62,84	0,0000
Error	0,0784352	19	0,00412817		
Total	0,337843	20			

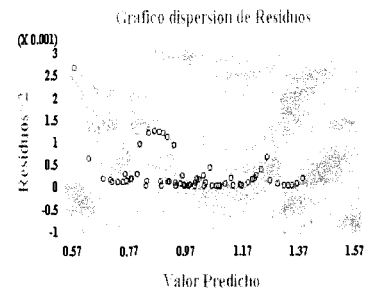
**Análisis de Varianza. Recta 2 (21 valores)**

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,39882	1	0,239882	39,14	0,0000
Error	0,116461	19	0,00612953		
Total	0,356343	20			

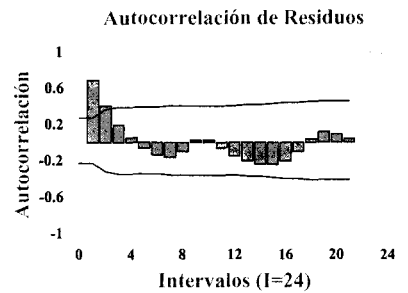
K calculado =  $(SCR_2 / g.l) / (SCR_1 / g.l)$   
 K calculado =  $(0,116461 / 19) / (0,0784352 / 19)$   
 K calculado = 1,48  
 K tabla = 2,12

Estadísticamente, como el Ktabla es mayor al Kcalculado, entonces, existe una gran probabilidad de que exista homocedasticidad de los residuos. En forma gráfica, no se aprecia un patrón de comportamiento de los residuos definido, por lo que no habría evidencia de heterocedasticidad. Por lo tanto, estadísticamente y en forma gráfica nos indica la no presencia de Heterocedasticidad de los Residuos.

**Gráfico 3**



**Gráfico 4**



**3.- Supuesto de No-Autocorrelación.**

Prueba de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ )		
$d = 0,654 ; d_L = 1,520 ; d_U = 1,660$		
0	<	d < $d_L$
0	<	0,828 < 1,660

Para un nivel de confianza del 95%, la prueba de Durbin & Watson revela que el valor de ( $d = 0,828$ ) está dentro de la región de decisión Rechazar. Por lo tanto, existe Autocorrelación positiva de los residuos. Por lo tanto, no se estaría cumpliendo el con supuesto de No-Autocorrelación.

## APÉNDICE X

Análisis de regresión y supuesto de No-Autocorrelación del modelo lineal múltiple transformado estación Parral.

## APENDICE X

### ANÁLISIS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN PARRAL (62 Datos)

**Tabla 1.** Modelo Lineal Múltiple Transformado:

$$Y^*t = a_0 + a_1X1^*t + a_2X2^*t$$

Variable Dependiente: Y*t		Variable Independiente: X1*t, X2*t		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,587163	0,01061	55,3408	0,0000
a1*	0,176557	0,00444678	39,7045	0,0000
a2*	-0,426971	0,0112853	-37,8343	0,0000

**Tabla 2.** Análisis de Varianza.

Fuente	S. De Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,738676	2	0,369338	2417,51	0,0000
Error	0,00901378	59	0,000152776		
Total	0,74769	61			

Coefficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 98,79 %

$R^2$  ajustado = 98,75 %

Error Estándar de la Estimación = 0,0123603

Estadístico Durbin-Watson = 1,774

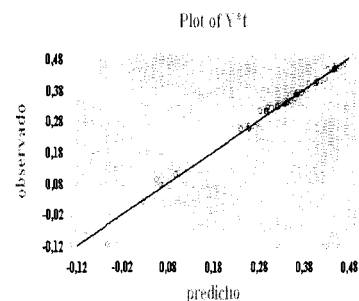
Error absoluto = 0,00768164

**Tabla 3.** Supuesto de No-Autocorrelación.

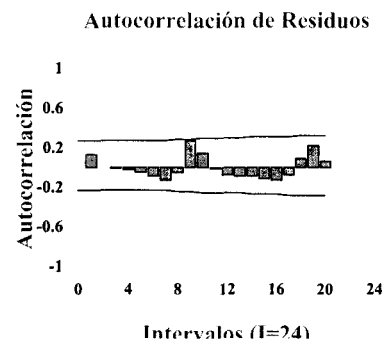
Prueba de Durbin - Watson ( $\alpha = 0,05$ )		
$d = 1,774$ ; $d_L = 1,514$ ; $d_U = 1,652$		
$d_U$	$<$	$d$
$d$	$<$	$4 - d_U$
1,652	$<$	1,774
	$<$	2,348

Luego, a un nivel de confianza del 95%, la prueba de Durbin & Watson revela que el valor de ( $d = 1,774$ ) está dentro de la región de no rechazar la hipótesis nula, es decir, que no existe Autocorrelación positiva o negativa de los residuos.

**Gráfico 1**



**Gráfico 2**



## APÉNDICE XI

Análisis de regresión estación Melozal.

## APENDICE XI

### ANÁLISIS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN MELOZAL (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	1,4247	0,0253048	68,8592	0,0000
a1	0,210854	0,00908274	23,2148	0,0000
a2	-0,420939	0,00842647	-49,9543	0,0000

**Tabla 2.** Análisis de Varianza.

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	2,53952	2	1,26976	1517,18	0,0000
Error	0,0502152	60	0,000836921		
Total	2,58974	62			

Coeficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 98,06 %  
 $R^2$  ajustado = 98,00 %  
 Error Estándar de la Estimación = 0,0289296  
 Estadístico Durbin-Watson = 0,370  
 Error absoluto = 0,0240217

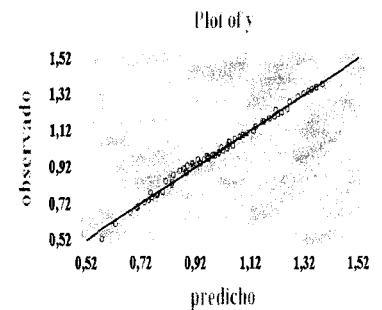
**Tabla 3.** Residuos Inusuales.

Fila	Y	Yestimado	Error	Residuos Stnd.
9	1,35564	1,41569	-0,0600451	-2,24
55	0,485721	0,560374	-0,0746528	-2,91

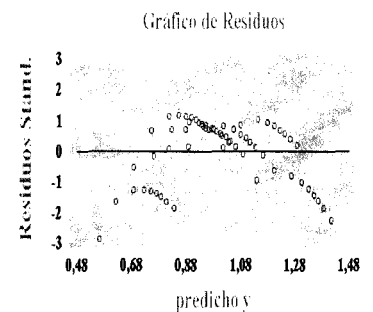
**Tabla 4.** Puntos Influyentes.

Fila	Leverage	Distance	DFITS
7	0,0679698	3,46465	-0,441497
8	0,0743553	3,91615	-0,533118
9	0,08532	4,70612	-0,684689
55	0,114843	6,93048	-1,04756
56	0,0766906	4,08283	-0,475378
62	0,0672295	3,41271	-0,445264
63	0,0781942	4,19059	-0,543566

**Gráfico 1**



**Gráfico 2**



## APÉNDICE XII

Análisis y supuestos de regresión estación Melozal.



## APENDICE XII

### ANÁLISIS Y SUPUESTOS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN MELOZAL (63 Datos)

#### 1.- Supuesto de Normalidad.

##### (i) Test de Kolmogorov Smirnov.

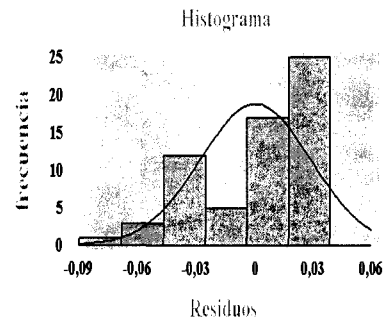
Estimación Estadístico Kolmogorov DPLUS = 0,118664  
 Estimación Estadístico Kolmogorov DMINUS = 0,17717  
 Estimación Completa Estadístico DN = 0,17717  
 Valor-p Aproximado = 0,0833

Este test revela que existe normalidad de los residuos, por cuanto el valor-p (0,0833) es mayor a  $\alpha$  (0,05).

##### (ii) Histograma de frecuencias.

Gráficamente, se podría decir que hay presencia de normalidad, sin embargo, se puede afirmar que los datos tienen una distribución normal. Por lo tanto, los residuos no tienen problemas de Normalidad.

**Gráfico 1**



#### 2.- Supuesto de Homocedasticidad.

Test Goldfeld – Quandt ( $c = n/3 = 21$ ) ( $\alpha = 0,05$ ). Y v/s X1

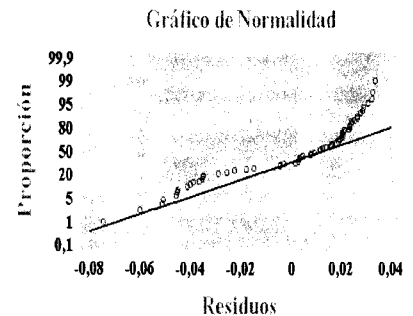
##### Análisis de Varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,083046	1	0,083046	2,07	0,1662
Error	0,761034	19	0,0400544		
Total	0,84408	20			

##### Análisis de Varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,00441156	1	0,00441156	0,12	0,7289
Error	0,677257	19	0,0356451		
Total	0,681669	20			

**Gráfico 2**



K calculado =  $(SCR_2 / g.l) / (SCR_1 / g.l)$   
 K calculado =  $(0,677257 / 19) / (0,761034 / 19)$   
 K calculado = 0,89  
 K tabla = 2,12

Test Goldfeld – Quandt ( $c = n/3 = 21$ ) (95 % de Confianza).  
Y v/s X2

**Análisis de Varianza. Recta 1 (21 valores)**

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,180695	1	0,180695	22,58	0,0000
Error	0,15208	19	0,00800422		
Total	0,332775	20			

**Análisis de Varianza. Recta 2 (21 valores)**

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,32224	1	0,32224	38,78	0,0000
Error	0,157887	19	0,00830986		
Total	0,480127	20			

K calculado =  $(SCR_2 / g.l) / (SCR_1 / g.l)$   
 K calculado =  $(0,157887 / 19) / (0,15208 / 19)$   
 K calculado = 1,04  
 K tabla = 2,12

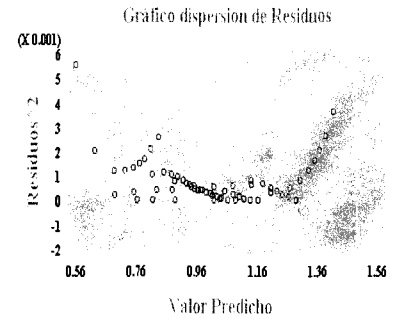
Estadísticamente, como el Ktabla es mayor al Kcalculado, entonces, existe una gran probabilidad de que exista homocedasticidad de los residuos. En forma gráfica, no se aprecia un patrón de comportamiento de los residuos definido, por lo que no habría evidencia de heterocedasticidad. Por lo tanto, estadísticamente y en forma gráfica nos indica la no presencia de Heterocedasticidad de los Residuos.

**Tabla 3. Supuesto de No-Autocorrelación.**

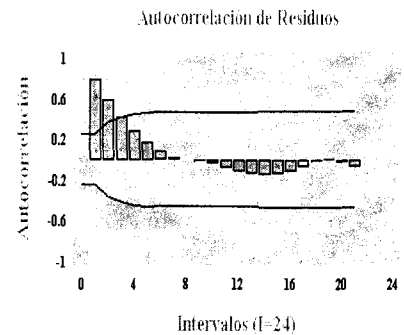
Prueba de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ )	
$d = 0,370 ; d_L = 1,520 ; d_U = 1,660$	
0	$< d < d_U$
0	$< 0,370 < 1,660$

Luego, para un nivel de confianza del 95%, la prueba de Durbin & Watson revela que el valor de ( $d=0,370$ ) está dentro de la región de decisión de Rechazar, es decir, existe una Autocorrelación positiva o negativa de los residuos.

**Gráfico 3**



**Gráfico 4**



## APÉNDICE XIII

Análisis de regresión y supuesto de No-Autocorrelación del modelo lineal múltiple transformado estación Melozal.

## APENDICE XIII

### ANÁLISIS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN MELOZAL (62 Datos)

**Tabla 1.** Modelo Lineal Múltiple Transformado:

$$Y^*t = a_0 + a_1X1^*t + a_2X2^*t$$

Variable Dependiente: Y*t		Variable Independiente: X1*t, X2*t		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,328855	0,0142478	23,0811	0,0000
a1*	0,216018	0,00665161	32,4761	0,0000
a2*	-0,438091	0,0265261	-16,5155	0,0000

**Tabla 2.** Análisis de Varianza.

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,882656	2	0,441328	1586,24	0,0000
Error	0,0164151	59	0,000278222		
Total	0,899072	61			

Coefficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 98,17 %

$R^2$  ajustado = 98,11 %

Error Estándar de la Estimación = 0,01668

Estadístico Durbin-Watson = 1,753

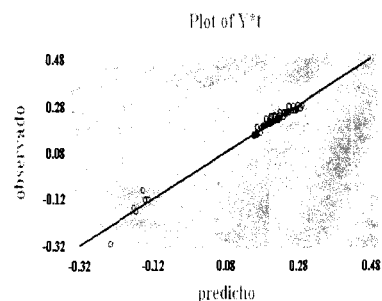
Error absoluto = 0,00972604

**Tabla 3.** Supuesto de No-Autocorrelación.

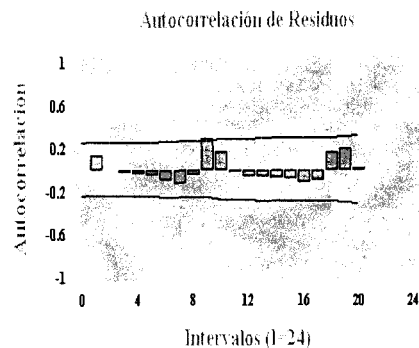
Prueba de Durbin - Watson ( $\alpha = 0,05$ )		
$d = 1,753$ ; $d_L = 1,514$ ; $d_U = 1,652$		
$d_U$	$<$	$d$
$d$	$<$	$4 - d_U$
1,652	$<$	1,753
	$<$	2,348

Luego, a un nivel de confianza del 95%, la prueba de Durbin & Watson revela que el valor de ( $d = 1,753$ ) está dentro de la región de no rechazar la hipótesis nula, es decir, que no existe Autocorrelación positiva o negativa de los residuos.

**Gráfico 1**



**Gráfico 2**



## APÉNDICE XIV

Análisis de regresión estación Colorado.

## APENDICE XIV

### ANÁLISIS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN COLORADO (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	1,7827	0,0321824	55,3936	0,0000
a1	0,13783	0,0115513	11,932	0,0000
a2	-0,372297	0,0107167	-34,7399	0,0000

**Tabla 2.** Análisis de Varianza.

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,82642	2	0,913211	674,62	0,0000
Error	0,0812205	60	0,00135368		
Total	1,90764	62			

Coefficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 95,74%

$R^2$  ajustado = 95,60 %

Error Estándar de la Estimación = 0,0367923

Estadístico Durbin-Watson = 0,256

Error absoluto = 0,0297033

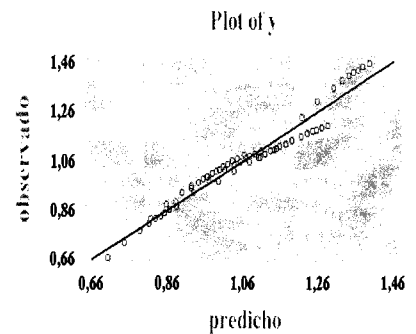
**Tabla 3.** Residuos Inusuales.

Fila	Y	Yestimado	Error	Residuos Stnd.
16	1,1827	1,25371	-0,0710089	-2,02
17	1,19117	1,26707	-0,0758961	-2,18
18	1,20167	1,28429	-0,0826166	-2,40

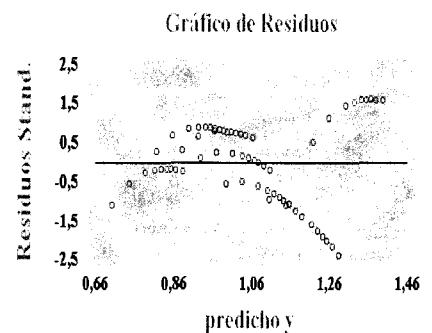
**Tabla 4.** Puntos Influyentes.

Fila	Leverage	Distance	DFITS
8	0,0743553	3,91615	0,448036
9	0,08532	4,70612	0,477383
17	0,0452392	1,90647	-0,473626
18	0,0562038	2,64873	-0,586024

**Gráfico 1**



**Gráfico 2**



## APÉNDICE XV

Análisis y supuestos de regresión estación Colorado.

**APENDICE XV**  
ANÁLISIS Y SUPUESTOS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN COLORADO (63 Datos)

**1.- Supuesto de Normalidad.**

**(i) Test de Kolmogorov-Smirnov.**

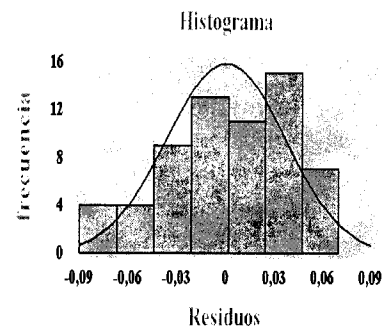
Estimación Estadístico Kolmogorov DPLUS = 0,0620509  
 Estimación Estadístico Kolmogorov DMINUS = 0,108649  
 Estimación Completa Estadístico DN = 0,108649  
 Valor-p Aproximado = 0,454536

Este test revela que existe normalidad de los residuos, por cuanto el valor-p (0,454536) es mayor a  $\alpha$  (0,05).

**(ii) Histograma de frecuencias.**

Por lo tanto, los residuos no tienen problemas de Normalidad.

**Gráfico 1**



**2.- Supuesto de Homocedasticidad.**

**Test Goldfeld – Quandt** ( $c = n/3 = 21$ ) (95 % de Confianza).  
 Y v/s X1

**Análisis de Varianza. Recta 1 (21 valores)**

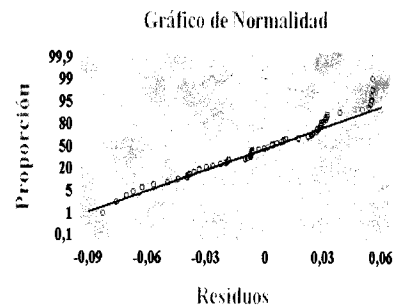
Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,0318671	1	0,0318671	1,04	0,13197
Error	0,579954	19	0,0305239		
Total	0,611821	20			

**Análisis de Varianza. Recta 2 (21 valores)**

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,00221367	1	0,00221367	0,07	0,7881
Error	0,5658	19	0,029779		
Total	0,568014	20			

K calculado =  $(SCR_2 / g.l) / (SCR_1 / g.l)$   
 K calculado =  $(0,5658 / 19) / (0,579954 / 19)$   
 K calculado = 0,98  
 K tabla = 2,12

**Gráfico 2**





Test Goldfeld – Quandt ( $c = n/3 = 21$ ) (95 % de Confianza).  
Y v/s X2

**Análisis de Varianza. Recta 1 (21 valores)**

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,373147	1	0,373147	110,12	0,0000
Error	0,0643836	19	0,00338861		
Total	0,43753	20			

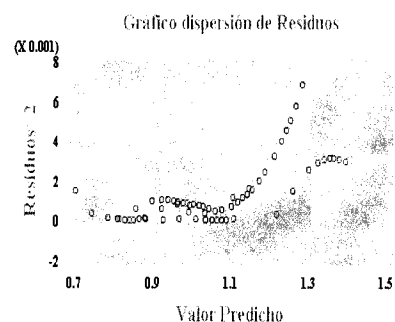
**Análisis de Varianza. Recta 2 (21 valores)**

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,198098	1	0,198098	52,91	0,0000
Error	0,0711402	19	0,00374422		
Total	0,269239	20			

K calculado =  $(SCR_2 / g.l) / (SCR_1 / g.l)$   
 K calculado =  $(0,0711402 / 19) / (0,0643836 / 19)$   
 K calculado = 1,10  
 K tabla = 2,12

Por lo tanto, estadísticamente y en forma gráfica nos indica la no presencia de Heterocedasticidad de los Residuos.

**Gráfico 3**



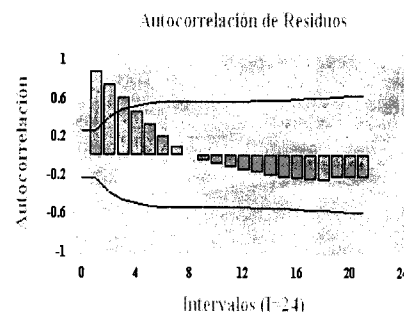
**Gráfico 4**

**3.- Supuesto de No-Autocorrelación.**

Prueba de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ )	
$d = 0,256$ ; $d_L = 1,520$ ; $d_U = 1,660$	
$0 < d < d_L$	
$0 < 0,256 < 1,660$	

Para un nivel de confianza del 95%, la prueba de Durbin & Watson revela que el valor de ( $d=0,256$ ) está dentro de la región de decisión Rechazar. Por lo tanto, existe Autocorrelación positiva de los residuos.

No cumple con el supuesto de No-Autocorrelación.



## APÉNDICE XVI

Análisis de regresión y supuesto de No-Autocorrelación del modelo transformado estación Colorado.

## APENDICE XVI

### ANÁLISIS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN COLORADO (62 Datos)

**Tabla 1.** Modelo Lineal Múltiple Transformado:

$$Y^*t = a_0 + a_1X1^*t + a_2X2^*t$$

Variable Dependiente: Y*t		Variable Independiente: X1*t, X2*t		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,24083	0,0150753	15,9752	0,0000
a1*	0,13906	0,00816949	17,0218	0,0000
a2*	-0,400498	0,0392398	-10,2064	0,0000

**Tabla 2.** Análisis de Varianza.

Fuente	S.de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,458705	2	0,229352	715,54	0,0000
Error	0,0189114	59	0,000320532		
Total	0,477616	61			

Coefficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 96,04 %

$R^2$  ajustado = 95,91 %

Error Estándar de la Estimación = 0,0179034

Estadístico Durbin-Watson = 1,791

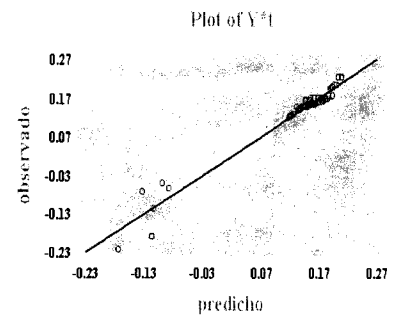
Error absoluto = 0,0105193

**Tabla 3.** Supuesto de No-Autocorrelación.

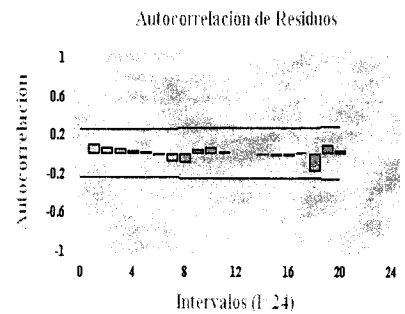
Prueba de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ )		
$d = 1,790$ ; $d_L = 1,514$ ; $d_U = 1,652$		
$d_U$	$<$	$d$
$1,652$	$<$	$1,790$
		$<$ $4 - d_U$
		$2,348$

Luego, con un nivel de confianza del 95%, la prueba de Durbin & Watson revela que el valor de ( $d = 1,790$ ) está dentro de la región de decisión de no Rechazar. Por lo tanto, no existe Autocorrelación positiva o negativa de los residuos.

**Gráfico 1**



**Gráfico 2**



## APÉNDICE XVII

Análisis de regresión estación Bullileo.

## APENDICE XVII

### ANÁLISIS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN BULLILEO (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	1,76112	0,0109136	161,369	0,0000
a1	0,109309	0,00391725	27,9045	0,0000
a2	-0,323131	0,00363422	-88,9136	0,0000

**Tabla 2.** Análisis de Varianza.

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,35191	2	0,675955	4342,14	0,0000
Error	0,00934039	60	0,000155673		
Total	1,36125	62			

Coeficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 99,31 %  
 $R^2$  ajustado = 99,29 %  
 Error Estándar de la Estimación = 0,0423924  
 Estadístico Durbin-Watson = 0,366  
 Error absoluto = 0,0100498

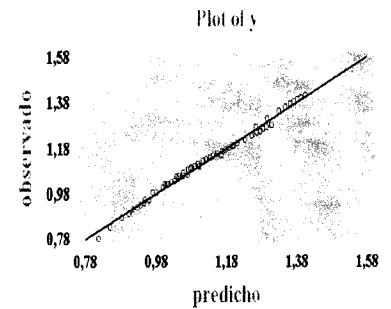
**Tabla 3.** Residuos Inusuales.

Fila	Y	Yestimado	Error	Residuos Stnd.
17	1,26928	1,29423	-0,0249501	-2,10
18	1,27989	1,30789	-0,0279971	-2,40
55	0,782473	0,816956	-0,0344832	-3,15

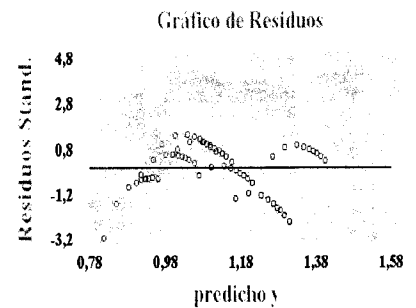
**Tabla 4.** Puntos Influyentes.

Fila	Leverage	Distance	DFITS
10	0,0928529	5,25991	-0,446427
17	0,0452392	1,90647	-0,458026
18	0,0562038	2,64873	-0,585575
55	0,114843	6,93048	-1,13397
56	0,0766906	4,08283	-0,46964

**Gráfico 1**



**Gráfico 2**



## APÉNDICE XVIII

Análisis y supuestos de regresión estación Bullileo.

## APENDICE XVIII

### ANÁLISIS Y SUPUESTOS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN BULLILEO (63 Datos)

#### 1.- Supuesto de Normalidad.

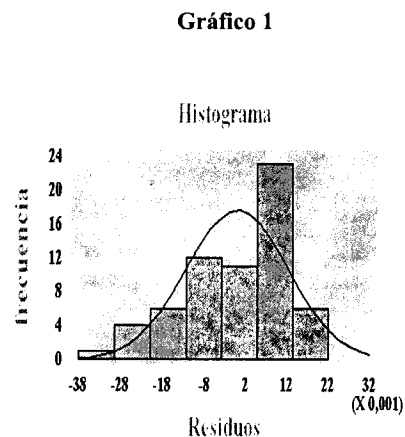
##### (i) Ttest de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación Estadístico Kolmogorov DPLUS = 0,0794558  
 Estimación Estadístico Kolmogorov DMINUS = 0,131021  
 Estimación Completa Estadístico DN = 0,131021  
 Valor-p Aproximado = 0,230136

Este test revela que existe normalidad de los residuos, por cuanto el valor-p (0,230136) es mayor a  $\alpha$  (0,05).

##### (ii) Histograma de frecuencias.

Gráficamente, en el histograma de frecuencias se observa una forma más o menos simétrica de los residuos y con una cola liviana a un extremo y en la otra presenta una pequeña desviación, sin que ello signifique falta de Normalidad.



#### 2.- Supuesto de Homocedasticidad.

**Test Goldfeld – Quandt** ( $c = n/3 = 21$ ) (95 % de Confianza).

Y v/s X1

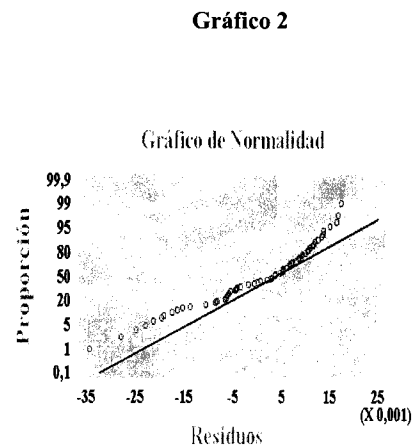
**Análisis de Varianza. Recta 1 (21 valores)**

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,0190972	1	0,0190972	0,84	0,3715
Error	0,433136	19	0,0227966		
Total	0,452233	20			

**Análisis de Varianza. Recta 2 (21 valores)**

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,00151341	1	0,00151341	0,07	0,7911
Error	0,398629	19	0,0209805		
Total	0,400143	20			

$K \text{ calculado} = (SCR_2 / g.l) / (SCR_1 / g.l)$   
 $K \text{ calculado} = (0,398629 / 19) / (0,433136 / 19)$   
 $K \text{ calculado} = 0,92$   
 $K \text{ tabla} = 2,12$



Test Goldfeld – Quandt ( $c = n/3 = 21$ ) (95 % de Confianza).

Y v/s X2

Análisis de Varianza. Recta 1 (21 valores)

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,168054	1	0,168054	94,74	0,0000
Error	0,0337019	19	0,00177378		
Total	0,201756	20			

Análisis de Varianza. Recta 2 (21 valores)

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C.M	F	Valor-p
Modelo	0,122713	1	0,122713	1,68	0,0000
Error	0,046064	19	0,00242442		
Total	0,168777	20			

K calculado =  $(SCR_2 / g.l) / (SCR_1 / g.l)$

K calculado =  $(0,046064 / 19) / (0,0337019 / 19)$

K calculado = 1,37

K tabla = 2,12

Por lo tanto, debido a la no presencia de un patrón definido en los residuos, y el hecho de presentar un valor de tabla (ktabla) mayor a un valor calculado (kcalculado), entonces se concluye que no existe evidencia de heterocedasticidad de los residuos.

3.- Supuesto de No-Autocorrelación.

Prueba de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ )				
$d = 0.366$ ; $d_L = 1.520$ ; $d_U = 1.660$				
0	<	d	<	$d_U$
0	<	0.366	<	1.660

Luego, como el valor de ( $d = 0,366$ ) está dentro de la región de decisión Rechazar. Por lo tanto, para un nivel de confianza del 95% en la prueba de Durbin & Watson, existe Autocorrelación positiva de los residuos.

No cumple con el supuesto de No-Autocorrelación.

Gráfico 3

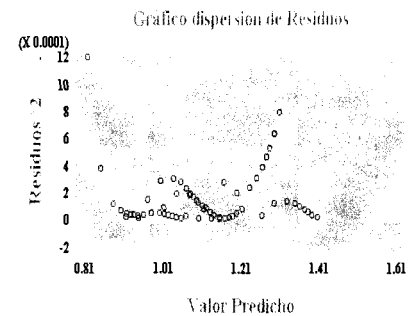
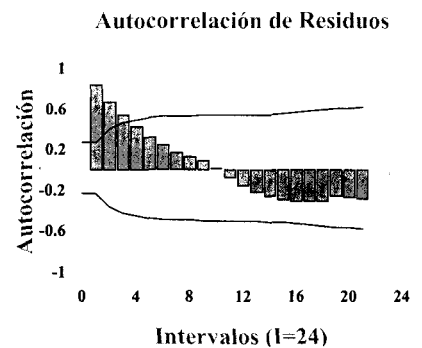


Gráfico 4





## APÉNDICE XIX

Análisis de regresión y supuesto de No-Autocorrelación del modelo lineal múltiple estación Bullileo.

## APENDICE XIX

### ANÁLISIS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN BULLILEO (62 Datos)

**Tabla 1.** Modelo Lineal Múltiple Transformado:

$$Y^*t = a_0 + a_1X1^*t + a_2X2^*t$$

Variable Dependiente: Y*t		Variable Independiente: X1*t, X2*t		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,326849	0,006111	53,4853	0,0000
a1*	0,111565	0,00285293	39,1055	0,0000
a2*	-0,327007	0,0113773	-28,7421	0,0000

**Tabla 2.** Análisis de Varianza.

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,30537	2	0,152685	2983,15	0,0000
Error	0,00301976	59	0,0000511824		
Total	0,308389	61			

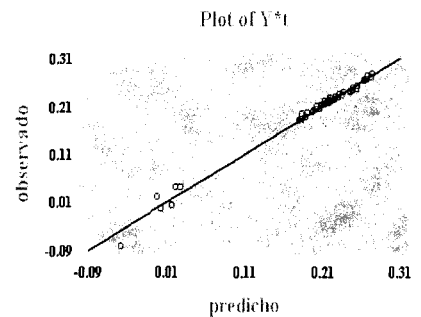
Coeficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 99,02 %  
 $R^2$  ajustado = 99,00 %  
 Error Estándar de la Estimación = 0,00715419  
 Estadístico Durbin-Watson = 1,892  
 Error absoluto = 0,00397166

**Tabla 3.** Supuesto de No-Autocorrelación.

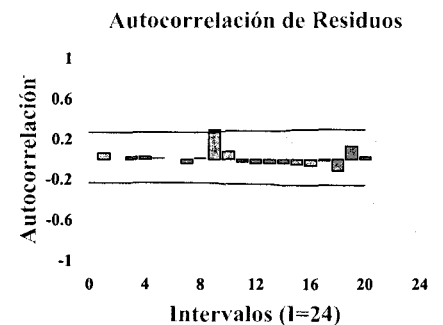
Prueba de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ )	
$d = 1,892$ ; $d_L = 1,514$ ; $d_U = 1,652$	
$d_U < d < 4 - d_U$	
$1,652 < 1,892 < 2,348$	

Luego, para un nivel de confianza del 95%, la prueba de Durbin & Watson revela que el valor de ( $d = 1,892$ ) está dentro de la región de decisión de no Rechazar, es decir, no existe Autocorrelación positiva o negativa. Sin embargo, gráficamente podría haber indicios de Autocorrelación de los Residuos.

**Gráfico 1**



**Gráfico 2**



## APÉNDICE XX

Análisis y supuesto de No-Autocorrelación del segundo modelo lineal múltiple transformado estación Bullileo.

## APENDICE XX

### ANÁLISIS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN BULLILEO (61 Datos)

**Tabla 1.** Modelo Lineal Múltiple Transformado:

$$Y^{**t} = a_0 + a_1X1^{**t} + a_2X2^{**t}$$

Variable Dependiente: Y**t		Variable Independiente: X1**t, X2**t		
Parámetro	Estimación	Error Estándar	Estadístico-t	Valor-p
Constante	0,308474	0,00625157	49,3435	0,0000
a1**	0,111765	0,0029116	38,3861	0,0000
a2**	-0,325752	0,0122778	-26,5317	0,0000

**Tabla 2.** Análisis de Varianza.

Fuente	S. de Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,301426	2	0,150713	2933,46	0,0000
Error	0,00297988	58	0,0000513772		
Total	0,304406	60			

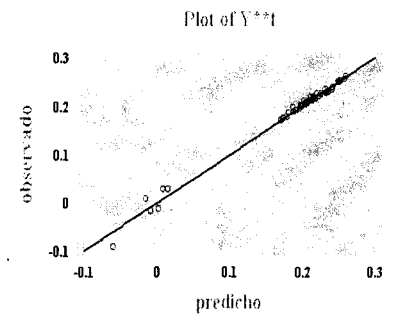
Coeficiente de Determinación ( $R^2$ ) = 99,02 %  
 $R^2$  ajustado = 98,87 %  
 Error Estándar de la Estimación = 0,00716779  
 Estadístico Durbin-Watson = 2,019  
 Error absoluto = 0,0038059

**Tabla 3.** Supuesto de No-Autocorrelación.

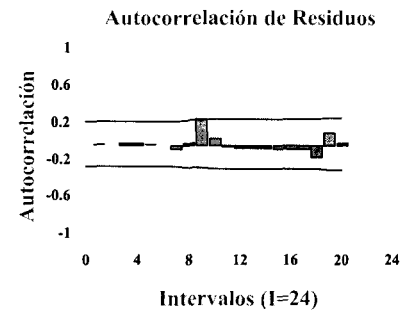
Prueba de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ )	
$d = 2,019$ ; $d_L = 1,510$ ; $d_U = 1,650$	
$d_U < d < 4 - d_U$	
$1,650 < 2,019 < 2,350$	

Luego, el valor ( $d= 2,019$ ) está dentro de la región de decisión de no Rechazar. Por lo tanto, no existe Autocorrelación positiva o negativa de los residuos.

**Gráfico 1**



**Gráfico 2**



## APÉNDICE XXI

Medidas de bondad de ajuste de los modelos ajustados para cada estación pluviográfica.

**APÉNDICE XXI**  
**VALORES DE LA PRUEBA U DE MANN WHITNEY.**

**TABLA 51.** Valores de la prueba de bondad de ajuste U de Mann Whitney para cada estación y período de retorno.

Estación	U calculados								
	U5	U10	U20	U30	U40	U50	U60	U75	U100
	U tabla = 11 $\alpha = 0,05$ $n1=7 ; n2 = 7$								
Talca	26	26	26	25	25	25	25	25	25
Pencahue	25	26	26	27	27	30	25	26	26
Parral	25	26	26	25	26	27	27	27	28
Melozal	26	27	26	26	26	26	26	25	26
Colorado	25	25	26	26	26	26	25	25	25
Bullileo	29	26	26	26	25	25	25	25	25

Fuente: Elaboración propia.

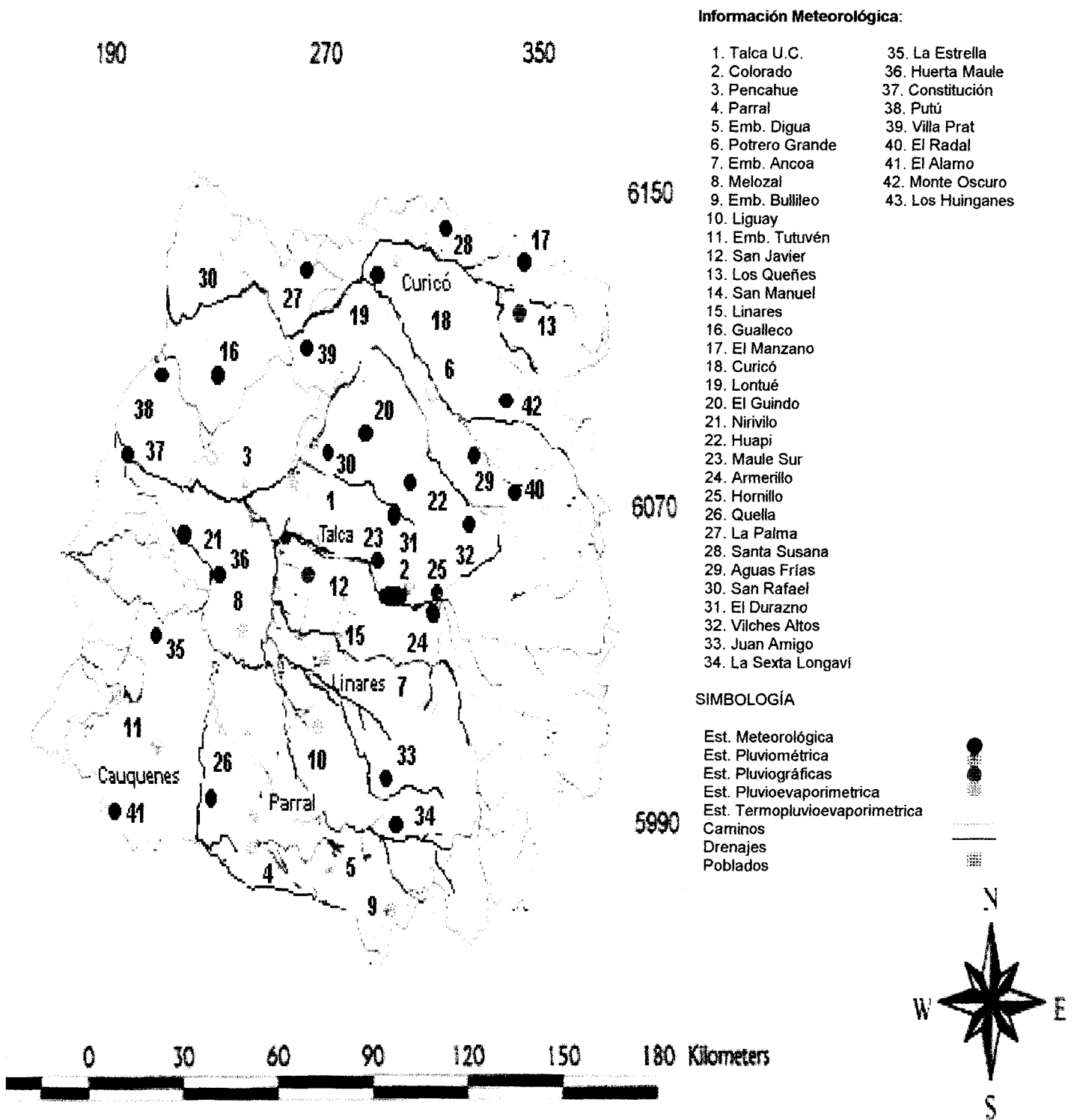
(\*) El valor U de tabla se obtuvo de la tabla de decisión citado por Mason, (1992).

# ANEXOS

## ANEXO I

Mapa con información meteorológica de la Región y las estaciones seleccionadas en este estudio.





**Figura 4:** Mapa con información meteorológica de la VII Región Administrativa de Chile y las estaciones pluviográficas seleccionadas en este estudio.

## ANEXO II

Ubicación geográfica de las estaciones seleccionadas,  
precipitaciones medias anuales y, los años de  
estadística utilizados en el análisis.

**TABLA 52.** Estaciones Pluviográficas, ubicación geográfica (en grados y minutos), precipitaciones medias anuales y período de análisis.

<b>Estación</b>	<b>Longitud (° / min)</b>	<b>Latitud (° / min)</b>	<b>Altura (m.s.n.m)</b>	<b>Pp Media Anual (mm/año)</b>	<b>C. Andes</b>	<b>Valle Central</b>	<b>Período de análisis</b>
Talca	71/38	35/26	110	647		*	1982-1998
Pencahue	71/48	35/23	115	604		*	1982-1998
Parral	71/50	36/11	160	982		*	1982-1998
Melozal	71/48	35/44	90	765		*	1982-1998
Bullileo	71/24	36/17	600	2368	*		1982-1998 *
Colorado	71/16	35/37	470	1451	*		1982-1998 **

(\*) Período de análisis: 1982 – 1998 menos el año 1988.

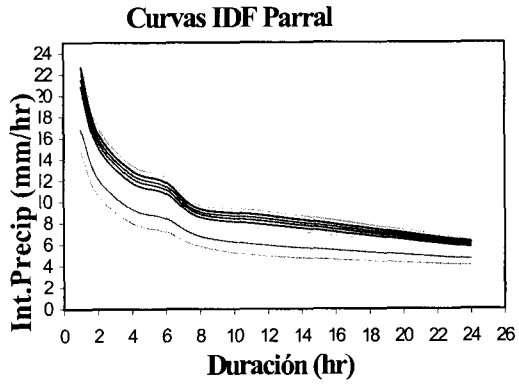
(\*\*) Período de análisis: 1982 – 1998 menos los años 1994, 1995 y 1996.

## ANEXO III

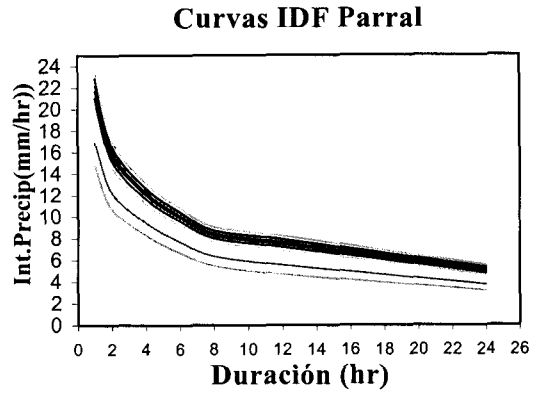
Muestreos realizados a las estaciones pluviográficas.

# Estación Parral.

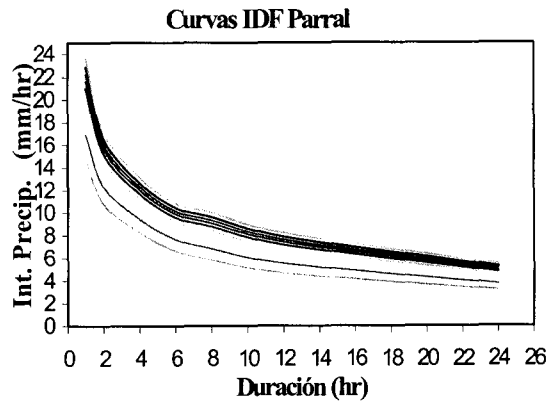
Primer muestreo



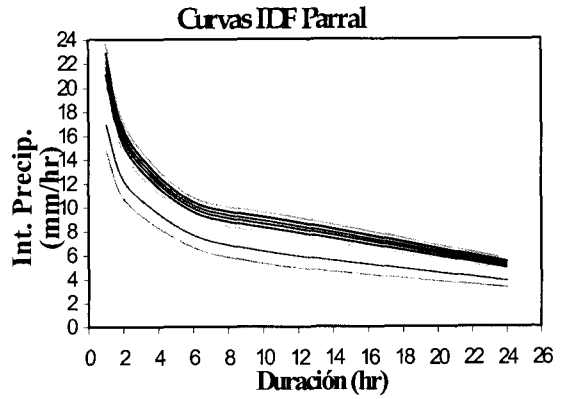
Segundo muestreo



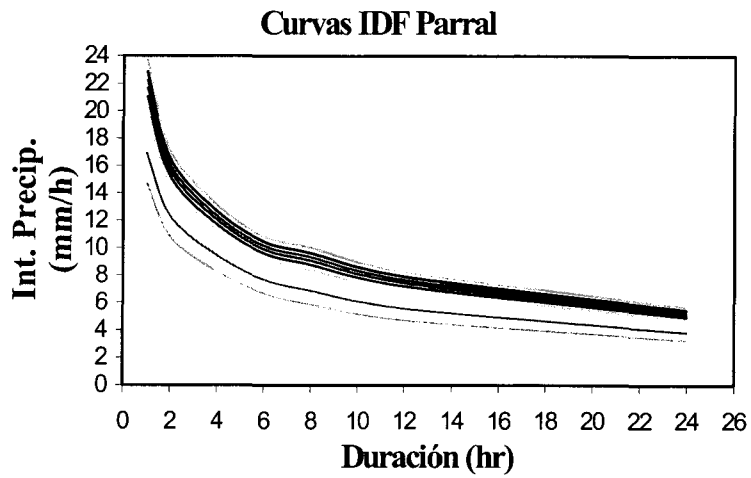
Tercer muestreo



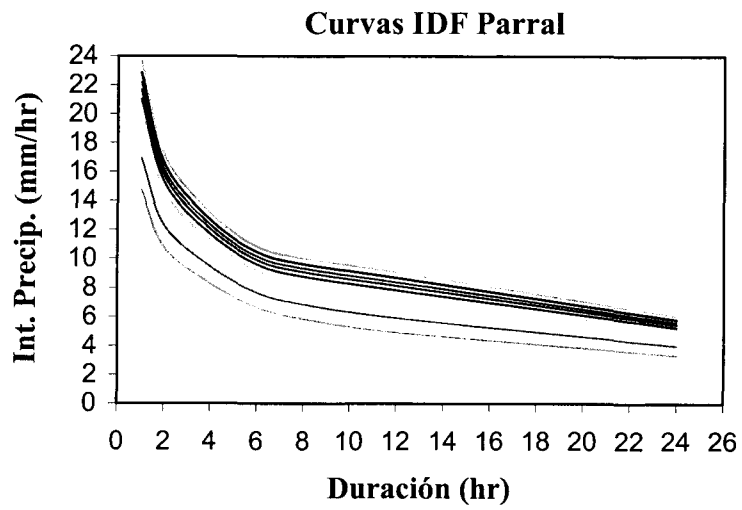
Cuarto muestreo



Quinto muestreo

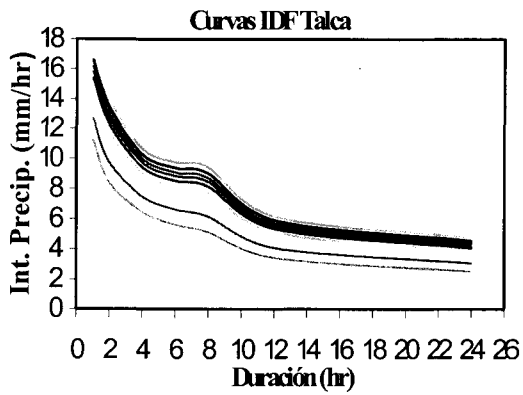


Sexto muestreo

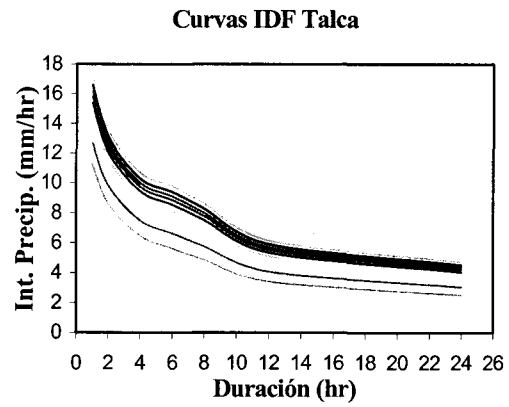


## Estación Talca.

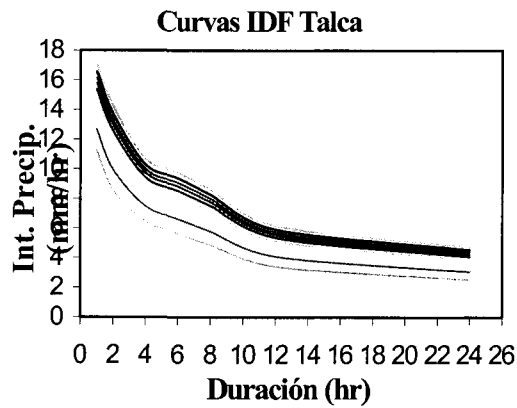
Primer muestreo



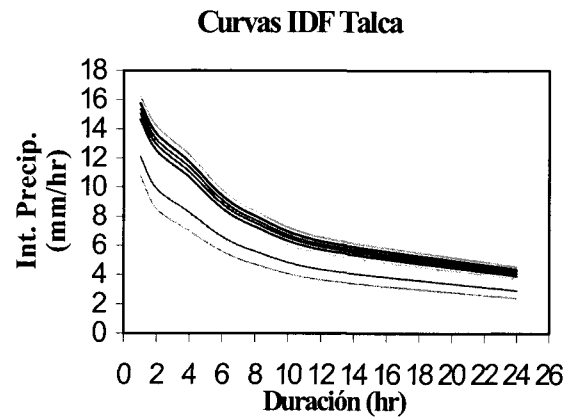
Segundo muestreo



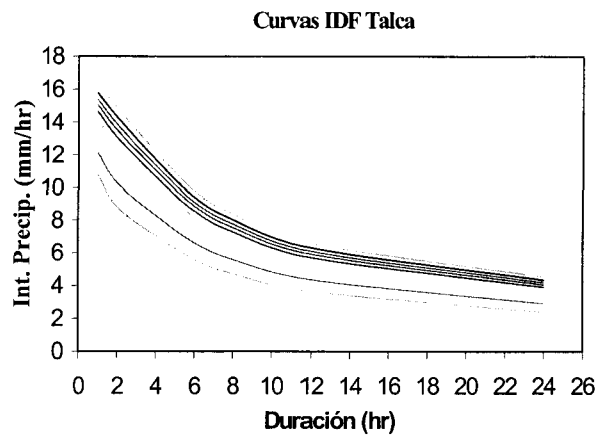
Tercer muestreo



Cuarto muestreo

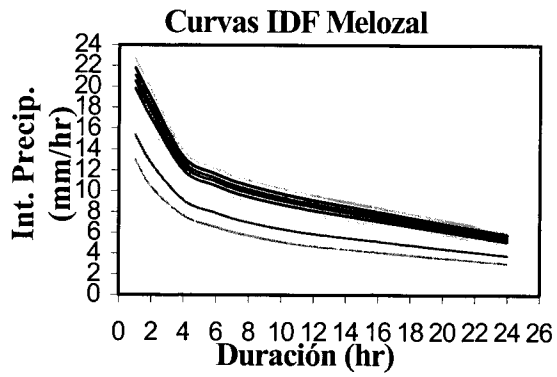


Quinto muestreo

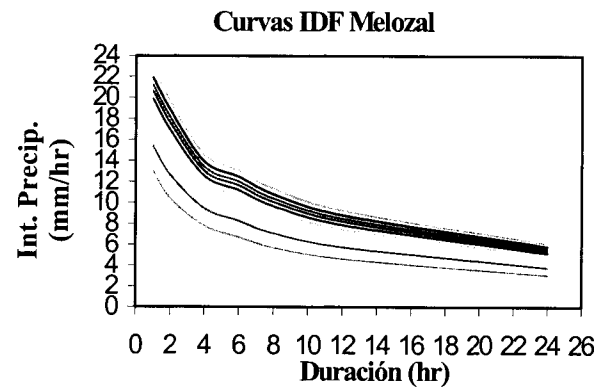


## Estación Melozal.

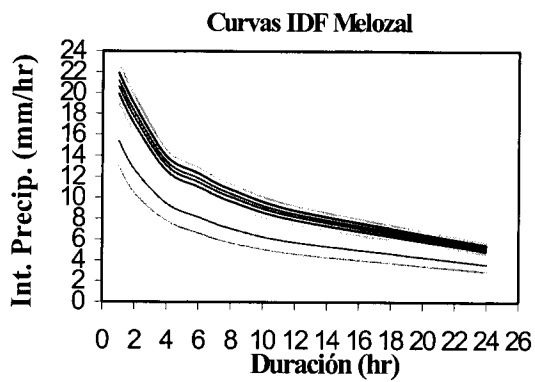
Primer muestreo



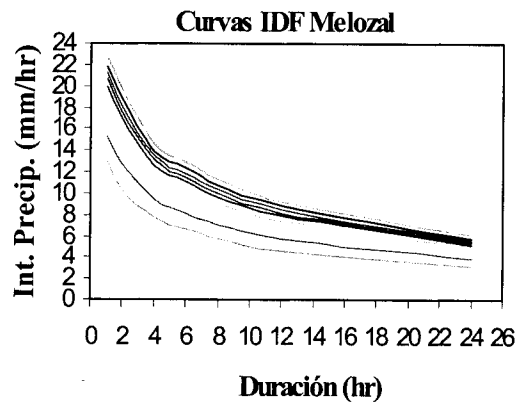
Segundo muestreo



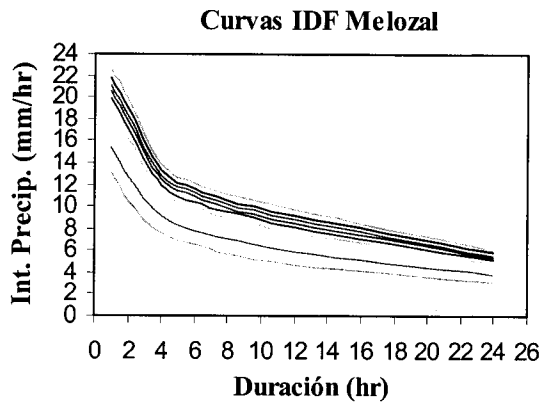
Tercer muestreo



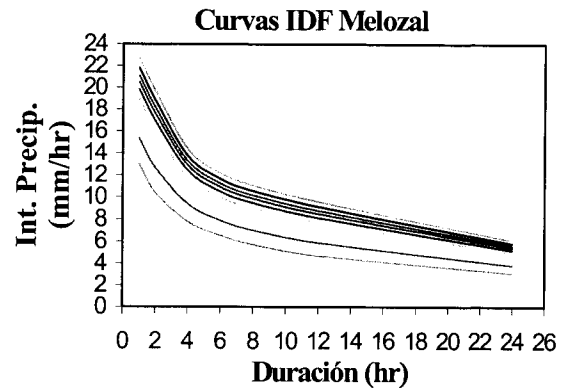
Cuarto muestreo



Quinto muestreo



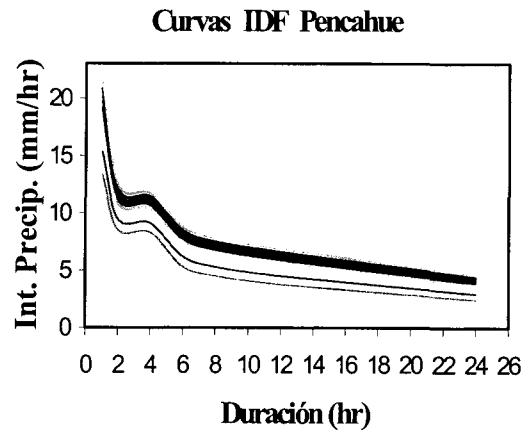
Sexto muestreo



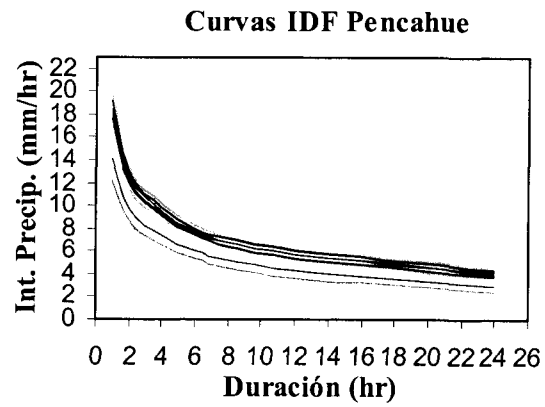


## Estación Pencahue.

Primer muestreo.

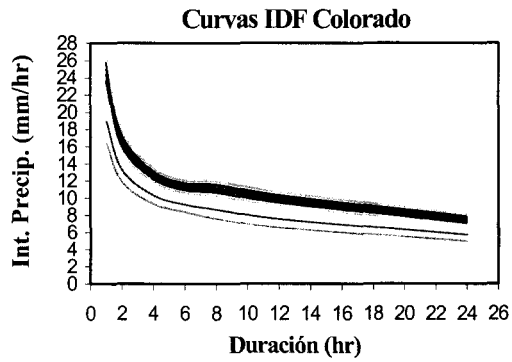


Segundo Muestreo

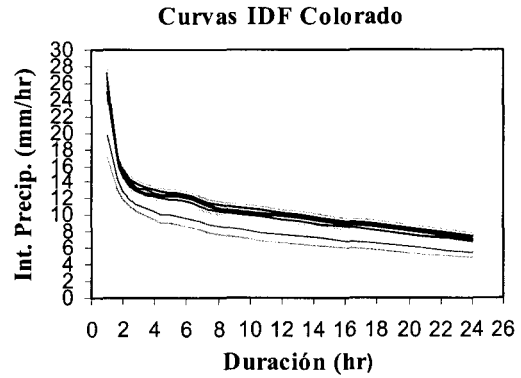


## Estación Colorado.

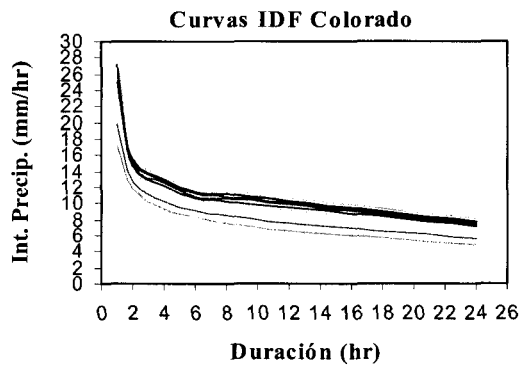
Primer muestreo



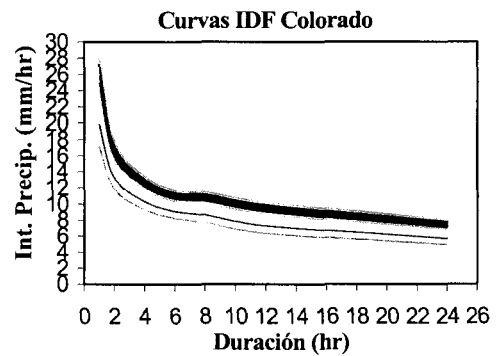
Segundo muestreo



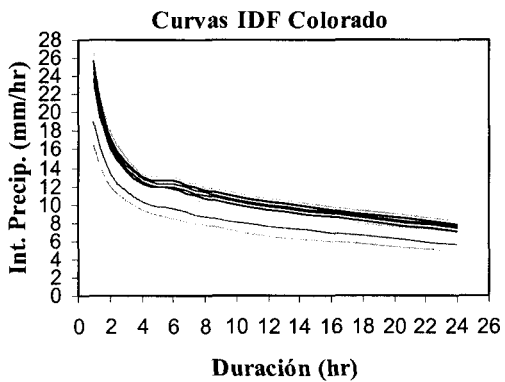
Tercer muestreo



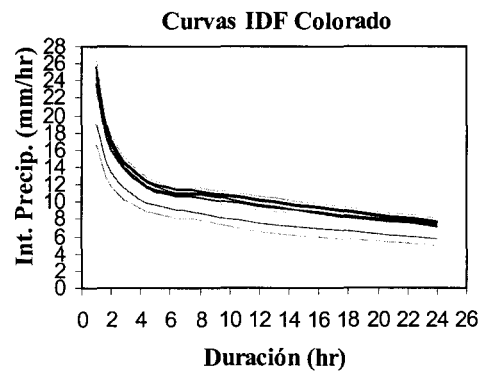
Cuarto muestreo



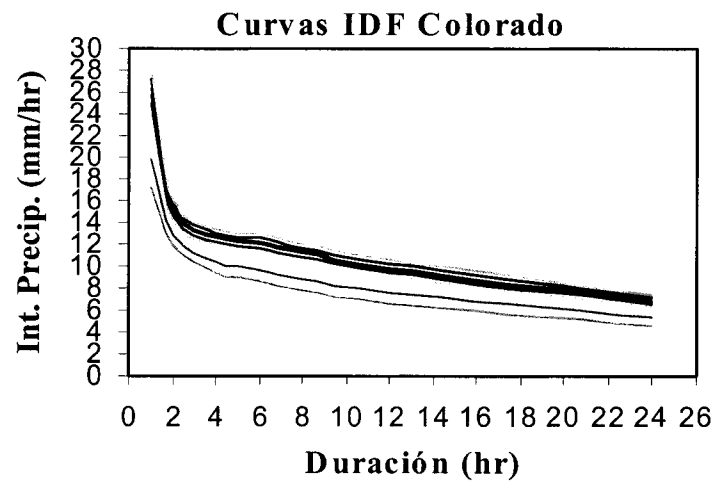
Quinto muestreo



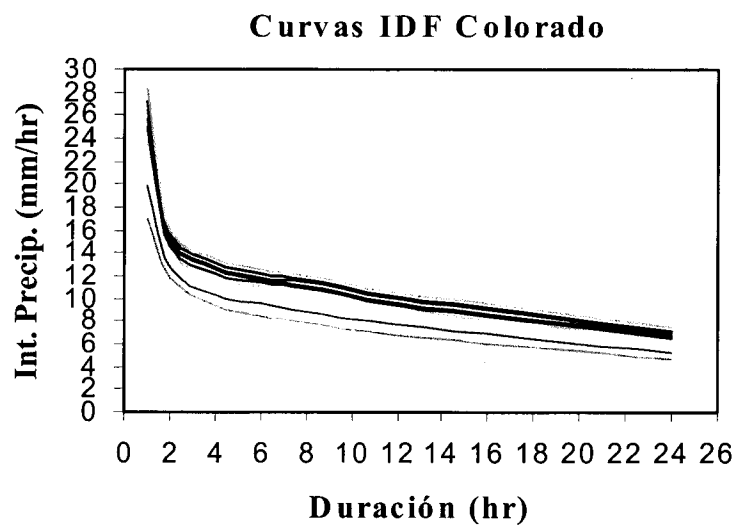
Sexto muestreo



Séptimo muestreo

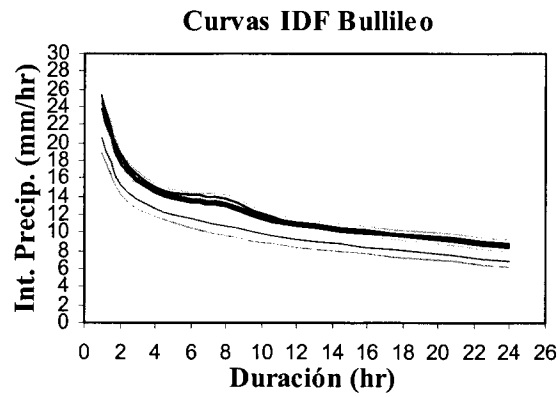


Octavo muestreo

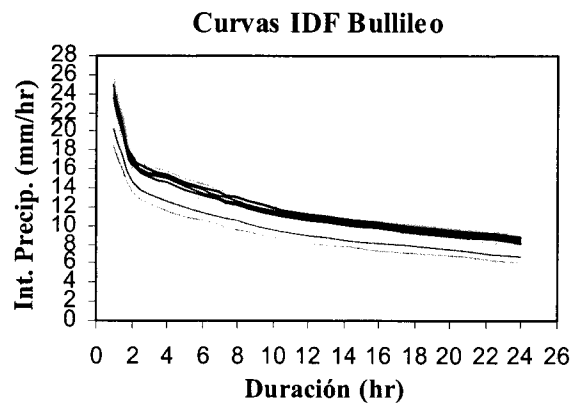


**Estación Bullileo.**

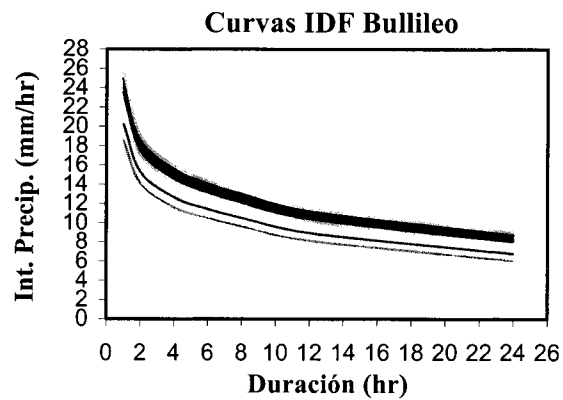
Primer muestreo



Segundo muestreo



Tercer muestreo



## ANEXO IV

Test de Goldfeld – Quandt.

### **Procedimiento (pasos) del test de Goldfeld-Quandt.**

La prueba consiste en 7 pasos:

**Paso 1:** Construir una tabla con los datos de origen X e Y.

**Paso 2:** Ordenar los datos de menor a mayor según la magnitud de la variable X.

**Paso 3:** Omitir las “c” observaciones centrales ( $c = n/3$ , n: número de datos).

**Paso 4:** Ajustar 2 rectas de regresión lineal simple independientes ( $R_1$  y  $R_2$ ), donde  $R_1$  y  $R_2$  corresponden a los grupos de varianzas pequeñas y grandes, respectivamente.

**Paso 5:** Calcular la suma de cuadrados de los residuos de cada una de las rectas ( $SCR_1$  y  $SCR_2$ ).

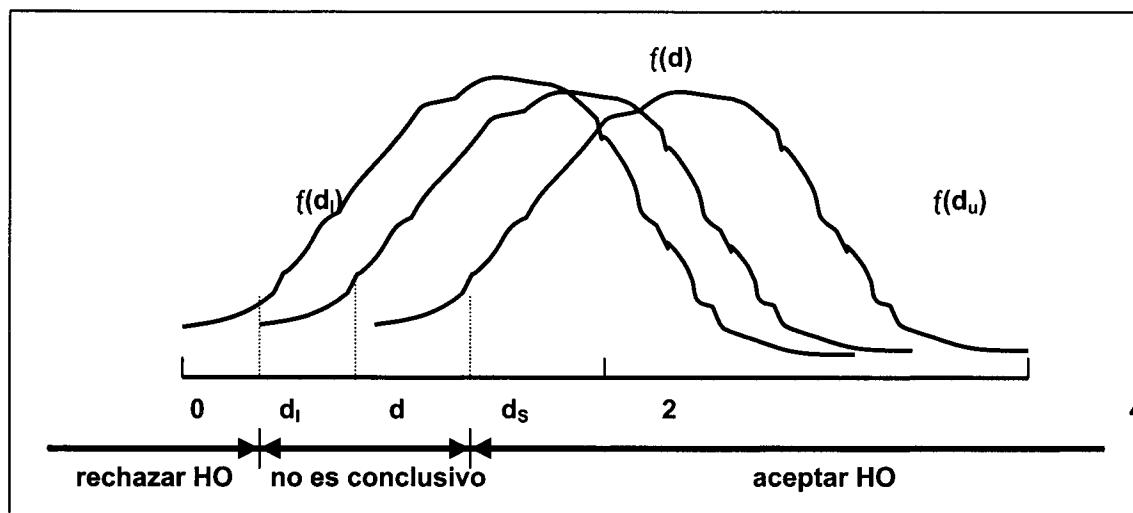
**Paso 6:** Calcular  $k = (SCR_2/g.l.) / (SCR_1/g.l.)$ . Este se distribuye como una prueba F de Snedecor con  $[(n - c)/2 - 2]$  grados de libertad (g.l.) para el numerador y denominador.

**Paso 7:** Comparar el valor k de tabla con el k descrito anteriormente. Si  $k(\text{tabla})$  es mayor a  $k(\text{calculado})$ , entonces para un nivel de confianza (95%), se acepta la hipótesis nula de homocedasticidad.

## ANEXO V

Reglas de decisión de la prueba de Durbin & Watson.

**Figura 6:** Esquema gráfico-hipotético representativo de la regla de decisión analítica para la prueba  $d$  de Durbin-Watson.



(Cid *et al*, 1990)

**TABLA 53:** Regla de decisión (analítica) de la prueba  $d$  de Durbin-Watson.

HIPÓTESIS NULA (HO)	DECISIÓN	Si
No existe autocorrelación positiva	Rechazar	$0 < d < d_l$
No existe autocorrelación positiva	No hay decisión	$d_l \leq d \leq d_u$
No existe autocorrelación negativa	Rechazar	$4 - d_u < d < 4$
No existe correlación positiva	No hay decisión	$4 - d_u \leq d \leq 4 - d_l$
No existe autocorrelación Positiva o negativa	No rechazar	$d_u < d < 4 - d_u$

(Gujarati, 1992)



## ANEXO VI

Procedimiento analítico del Método Iterativo o Método p.

## Pasos del Método Iterativo.

**Paso 1:** Determinar  $\rho$ , donde  $\rho = (1 - d/2)$ ,  $d$ : indicador matemático de Durbin & Watson.

**Paso 2:** Transformación de 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)  $Y_{t-1} = a_0 + a_1 X_{1t-1} + a_2 X_{2t-1}$ .

Ahora, multiplicando (2) por  $\rho$  queda:

$$(3) \rho Y_{t-1} = \rho a_0 + \rho a_1 X_{1t-1} + \rho a_2 X_{2t-1}.$$

Restando (1) con (3), se obtiene lo siguiente:

$$Y^*_t = a_0^* + a_1^* X_{1t} + a_2^* X_{2t}$$

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:** Correr la regresión lineal  $Y^*_t$  v/s  $X_{1t}^*$ ,  $X_{2t}^*$ .

**Paso 4:** Determinar los coeficientes de regresión originales ( $a_0$ ,  $a_1$  y  $a_2$ ); donde:

$$a_0 = a_0^*/(1 - \rho), \quad a_1 = a_1^* \quad \text{y} \quad a_2 = a_2^*$$

**Paso 5:** Verificar la no-autocorrelación de los modelos (Test de Durbin & Watson).

Si persiste este problema se debe iterar el procedimiento nuevamente, ya que existen modelos con autocorrelación mayor a primer orden.

Fuente : Cid *et al*, 1990;Gujarati,1992.