



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

**DETERMINACIÓN GRÁFICA Y MATEMÁTICA DE LAS CURVAS  
INTENSIDAD- DURACIÓN- FRECUENCIA (IDF), EN SEIS ESTACIONES  
PLUVIOGRÁFICAS DE LA REGIÓN DEL MAULE.**

**MARCELO ENRIQUE PAVÉZ VIDAL**

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

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

**TALCA – CHILE**

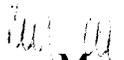
**2004**



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

El Alumno Sr. Marcelo Enrique Pavez Vidal, ha realizado la memoria: “Determinación Gráfica y Matemática de las Curvas Intensidad - Duración - Frecuencia (IDF), en seis estaciones pluviográficas de la Región del Maule”, como uno de los requisitos para optar al título de Ingeniero Forestal de la Universidad de Talca, siendo Profesor Guía el Dr. Ing. Roberto Pizarro Tapia.

La Comisión Calificadora de la Memoria, constituida por los profesores Dr. Ing. Mauricio Ponce Donoso y Dr. Ing. Roberto Pizarro Tapia, han calificado la presente Memoria con nota 6,9 (seis coma nueve).

  
Cristian López Montecinos  
Director  
Escuela de Ingeniería Forestal

Talca – Chile  
2004

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

*A mis Padres, Manuel y Teresa (Q.E.P.D),  
A mis Hermanos Mauricio, Olga y Alejandra,  
A mis sobrinos, Tomás y Vicente,  
Especialmente, a mi Hijo Marcelo Antonio.*

## AGRADECIMIENTOS

Deseo expresar mis más sinceros agradecimientos a todas aquellas personas e instituciones que colaboraron en la realización de esta memoria.

Al Profesor Guía Dr. Ing. Roberto Pizarro T., por los constantes consejos que permitieron desarrollar de la mejor forma esta memoria. Gracias por su amistad y confianza.

A la Dirección General de Aguas VII Región, por la valiosa información entregada, sin la cual la realización de esta memoria no hubiese sido posible. De forma especial, a los Señores Pedro Bravo C. y Salvador Alegría V.

A los Ingenieros Forestales Alejandro Abarza M., Cristian Jordán D. y Pablo Aracena G., por los consejos entregados durante el desarrollo de este trabajo.

A los profesores de la Universidad de Talca, Sra. María Gloria Icaza y Sr. Medardo Aguirre, por los consejos aportados al desarrollo de la parte estadística de la presente memoria.

A todos los amigos encontrados en los años que duró este proceso, con quienes compartí buenos y malos momentos, gracias por entregarme su amistad, la cual espero podamos cultivar a través del tiempo.

Finalmente, quisiera agradecer de forma muy especial a Fabiola, la persona que me acompañó en la mayor parte de este proceso que hoy culmina, gracias por tu amor, por tu apoyo, por soportar todas mis mañas y por darme el regalo más lindo que una persona pudiera desear.

## RESUMEN

En la presente memoria, se determinaron de manera gráfica y matemática, las Curvas Intensidad – Duración – Frecuencia (IDF), en seis estaciones pluviográficas de la Región del Maule, las cuales son, Embalse Ancoa, Potrero Grande, Los Queñes, San Manuel, Embalse Digua y San Javier. Para su desarrollo, se utilizó la información contenida en las bandas pluviográficas de cada estación, entre los años 1987 - 2002.

Para la construcción gráfica, se utilizó el método propuesto por Témez (1978), obteniéndose excelentes resultados, lo que fue avalado por dos pruebas de bondad de ajuste, a saber, el coeficiente de determinación  $R^2$ , que arrojó valores entre un 93,1% y 98,6%; y posteriormente, el test de Kolmogorov – Smirnov, que fue aprobado para todos los ajustes realizados.

En el ajuste matemático, se usó el modelo de Aparicio (1997), entregando excelentes resultados en cada estación analizada. Esto fue corroborado por las dos pruebas de bondad de ajuste aplicadas, a saber, el coeficiente de determinación  $R^2$ , que arrojó valores oscilantes entre un 97,2% y un 99,1%; además, la prueba U de Mann – Whitney fue aprobada completamente. De esta forma, se establecieron modelos válidos para 5 de las 6 estaciones analizadas, exceptuando a San Javier, debido a la mala calidad de los datos originales.

Finalmente, se realizó un análisis comparativo sobre la influencia de la extensión de las series de años utilizadas en la construcción de las Curvas IDF, encontrándose que un mayor número de años no incrementa la calidad de los modelos.

## SUMMARY

This study analyses graphical and mathematical ways of building Intensity - Duration - Frequency (IDF) curves, in six gauging stations of Maule Region in central Chile. These are Embalse Ancoa, Potrero Grande, Los Queñes, San Manuel, Embalse Digua and San Javier. Building curves used information corresponding to 5000 rainfall events, approximately.

For graphical building, Témez method was used with excellent results. So, two - goodness of fit- tests were used; the first, coefficient of determination  $R^2$ , gave values between 93,1% and 98,6% and the second, Kolmogorov – Smirnov test, was approved in all the cases.

For mathematical building, Aparicio model was used with similar good quality results. This was verified by coefficient of determination  $R^2$ , that gave values between 97,2% and 99,1%; in addition each fit model approved the test U of Mann - Whitney. San Javier Station did not approve some aspects of statistical regression, because bad data base quality.

Finally, an increasing of data base was analysed making a comparison between IDF curves with 15 years data and 27 years data, establishing there are not important differences between both curves.

# ÍNDICE

	Página
<b>1. INTRODUCCIÓN</b>	1
<b>2. OBJETIVOS</b>	3
2.1. Objetivo general	3
2.2. Objetivos específicos	4
<b>3. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA</b>	4
3.1. Antecedentes generales de la Región del Maule	4
3.2. Importancia de los estudios hidrológicos vinculados a las precipitaciones	6
3.3. Definición de las Curvas Intensidad – Duración – Frecuencia (IDF)	7
3.4. Elementos asociados a las Curvas IDF	8
3.5. Aplicaciones de las Curvas IDF	9
3.6. Construcción de las Curvas IDF	11
<b>4. METODOLOGÍA</b>	18
4.1. Etapas del estudio	18
4.1.1. Revisión bibliográfica	18
4.1.2. Selección de las estaciones pluviográficas	18
4.1.3. Recolección de la información pluviográfica	19
4.1.4. Selección de intensidades máximas de precipitación	19
4.1.5. Ajuste de los datos a una función de distribución de probabilidad de Gumbel	20

4.1.5.1. Pruebas de bondad de ajuste	21
a. Coeficiente de determinación $R^2$	21
b. Test de Kolmogorov – Smirnov	22
4.1.6. Determinación gráfica de las Curvas IDF, para distintos períodos de retorno, en cada una de las seis estaciones pluviográficas en estudio	23
4.1.7. Construcción de tablas de uso práctico	24
4.1.8. Determinación matemática de las Curvas IDF, para las seis estaciones pluviográficas en estudio	25
4.1.8.1. Supuestos clásicos del análisis de regresión lineal	26
4.1.8.1.1. Supuesto de normalidad	26
a. Test de Kolmogorov – Smirnov	27
b. Histograma de frecuencias	27
4.1.8.1.2. Supuesto de homoceasticidad	28
a. Test de Golfeld – Quant	28
b. Gráfico de dispersión de residuos	29
4.1.8.1.3. Supuesto de no autocorrelación	29
a. Test $d$ de Durbin – Watson	29
b. Gráfico de residuos v/s tiempo	30
c. Método $\rho$ o método iterativo	30
4.1.8.2. Pruebas de bondad de ajuste	31
a. Coeficiente de determinación $R^2$	31
b. Prueba U de Mann – Whitney	31
4.1.9. Análisis comparativo de la construcción de Curvas IDF, utilizando series de mayor longitud temporal, en las estaciones Embalse Ancoa y Los Queñes	32
4.1.10. Presentación de resultados	33
4.1.11. Análisis y discusión de resultados	34
4.1.12. Conclusiones y recomendaciones	35
4.2. Materiales y equipos	35

<b>5. PRESENTACIÓN DE RESULTADOS</b>	<b>36</b>
5.1. Selección de alturas máximas de precipitación anuales, para cada una de las seis estaciones en estudio	36
5.2. Cálculo de las intensidades anuales máximas en mm/h, para cada una de las seis estaciones en estudio	40
5.3. Ajuste de los datos a una función de distribución de probabilidad de Gumbel	44
5.3.1. Parámetros calculados para la función distribución de probabilidad de Gumbel	44
5.3.2. Determinación de pruebas de bondad de ajuste para la función de Gumbel	45
5.3.2.1. Coeficiente de determinación $R^2$	45
5.3.2.2. Test de Kolmogorov – Smirnov	46
5.4. Resultado gráfico de las Curvas IDF, para las seis estaciones pluviográficas en estudio	47
5.5. Determinación de las tablas de uso práctico	51
5.6. Determinación matemática de las Curvas IDF, para las seis estaciones pluviográficas en estudio	55
5.6.1. Análisis de regresión lineal múltiple	56
5.6.1.1. Modelo de regresión Estación Embalse Ancoa	56
5.6.1.2. Modelo de regresión Estación Potrero Grande	59
5.6.1.3. Modelo de regresión Estación Los Queñes	63
5.6.1.4. Modelo de regresión Estación San Manuel	66
5.6.1.5. Modelo de regresión Estación Embalse Digua	69
5.6.1.6. Modelo de regresión Estación San Javier	72
5.6.1.7. Modelo de regresión Estaciones en Conjunto	75
5.6.2. Pruebas de bondad de ajuste	78
5.6.2.1. Coeficiente de determinación $R^2$ y prueba U de Mann – Whitney	78

5.7. Extensión de las series de años en la construcción de las Curvas IDF, en las estaciones Embalse Ancoa y Los Queñes	79
5.7.1. Información pluviográfica añadida	79
5.7.2. Construcción gráfica de las Curvas IDF con series de 27 y 28 años, en las estaciones Embalse Ancoa y Los Queñes, respectivamente	80
5.7.3. Determinación de tablas de uso práctico	84
5.7.4. Comparación de las Curvas IDF construidas con 15 años de información y las dos series extensas	85
<b>6. ANÁLISIS Y DISCUSIÓN DE RESULTADOS</b>	<b>87</b>
6.1. Selección de la información pluviométrica	87
6.2. Selección de las intensidades máximas	88
6.3. Ajuste de los datos a la función de Gumbel	88
6.4. Diseño gráfico de las Curvas IDF y tablas de uso práctico	89
6.5. Diseño matemático de las Curvas IDF	91
6.6. Pruebas de bondad de ajuste	92
6.7. Análisis comparativo de la construcción de Curvas IDF con series de años de distinta longitud	93
6.7.1. Ajuste de los datos a una función de distribución de Gumbel	93
6.7.2. Diseño gráfico de las Curvas IDF	94
6.7.3. Comparación de las Curvas IDF construidas con distintas longitudes de series temporales	95
<b>7. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES</b>	<b>96</b>
7.1. Conclusiones	96
7.2. Recomendaciones	97
<b>8. BIBLIOGRAFÍA</b>	<b>99</b>

## APÉNDICES

### I Análisis y supuestos de regresión, para cada modelo ajustado.

- Modelo I : Estación Embalse Ancoa
- Modelo II : Estación Potrero Grande
- Modelo III : Estación Los Queñes
- Modelo IV : Estación San Manuel
- Modelo V : Estación Embalse Digua
- Modelo VI : Estación San Javier
- Modelo VII : Estaciones en Conjunto

### II Valores de la prueba U de Mann – Whitney aplicada en el estudio.

- Valores de la prueba U de Mann – Whitney aplicada a cada modelo ajustado
- Valores de la prueba U de Mann – Whitney aplicada en la comparación de las series de datos

## ANEXOS

### I Procedimiento para la aplicación de las pruebas estadísticas usadas en el estudio.

- Test de Golfeld – Quant
- Método  $\rho$  o método iterativo
- Prueba U de Mann – Whitney para muestras pequeñas ( $n \leq 20$ )
- Prueba U de Mann – Whitney para muestras grandes ( $n > 20$ )

## 1. INTRODUCCIÓN.

El agua corresponde al elemento más abundante de la tierra; sin embargo, la cantidad de este recurso que se encuentra disponible o en condiciones de ser utilizado en las distintas actividades productivas o de consumo humano, se reduce considerablemente. Debido a esto, un país como Chile, donde gran parte de su actividad económica se concentra en el manejo de los recursos naturales, debe buscar formas de optimizar el uso del recurso hídrico.

En este mismo contexto, la VII Región de Chile, no se mantiene al margen, ya que gran parte de su desarrollo forestal y agrícola, está ligado al aprovechamiento de las aguas provenientes de las precipitaciones, las cuales, debido al clima presente en la región, se concentran en cortos períodos del año, por lo que resulta necesario buscar nuevas formas que permitan predecir de alguna manera, el comportamiento que éstas tendrán.

Por lo anterior, conocer el comportamiento temporal de las precipitaciones, es decir cómo se distribuyen en el tiempo, se transforma en una herramienta muy útil a la hora de realizar análisis hidrológicos que aporten antecedentes para una acertada planificación y posterior construcción de obras tales como canales de evacuación de crecidas, puentes y obras de evacuación de aguas lluvias, entre otros.

Dentro de este ámbito, las Curvas Intensidad - Duración - Frecuencia (Curvas IDF), permiten relacionar la intensidad de las precipitaciones, para una duración definida, con determinados períodos de retorno; a través de estas curvas se pueden determinar patrones de conducta que pudieran presentar las precipitaciones en un determinado lugar, de modo de poder prevenir posibles daños por inundaciones o crecidas excesivas de los ríos, a través de obras de protección, o generar antecedentes para potenciales estudios.

Como una forma de contribuir al desarrollo de la Región del Maule, aportando información para estudios hidrológicos e hidráulicos, entre otros, el presente trabajo aborda la construcción de las Curvas Intensidad – Duración – Frecuencia (Curvas IDF), en seis estaciones pluviográficas de la Región del Maule, a saber, Los Queñes, San Javier, San Manuel, Potrero Grande, Embalse Ancoa y Embalse Digua.

## **2. OBJETIVOS.**

### **2.1. Objetivo general.**

- Contribuir al diseño de proyectos de ingeniería hidrológica e hidráulica, a través de la determinación gráfica y matemática de algunas Curvas Intensidad - Duración - Frecuencia (Curvas IDF), válidas para la Región del Maule.

### **2.2. Objetivos específicos.**

- Obtener las Curvas Intensidad - Duración - Frecuencia (Curvas IDF), para seis estaciones pluviográficas de la Región del Maule, las cuales son, Los Queñes, San Javier, San Manuel, Potrero Grande, Embalse Ancoa y Embalse Digua.
- Determinar las expresiones matemáticas generales para las Curvas Intensidad - Duración - Frecuencia (Curvas IDF), de cada una de las seis estaciones pluviográficas seleccionadas.

### 3. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA.

#### 3.1. Antecedentes generales de la Región del Maule.

La zona de estudio corresponde a la VII región administrativa de Chile. Se extiende entre los 34° 41' y los 36° 33' de latitud sur. Limita al Norte con la Región del Libertador General Bernardo O'Higgins, al Sur con la Región del Bío-Bío, al Oeste con el Océano Pacífico y al Este con el límite internacional de la República de Argentina (B.C.N., 2003).

Según los resultados del Censo 2002 (I.N.E., 2002), la Región posee una población que alcanza los 908.097 habitantes, distribuidos en una superficie de 30.296,1 km<sup>2</sup>, lo cual representa el 4,0 % de la superficie total nacional (esto excluye al Territorio Chileno Antártico).

En lo que a relieve se refiere, la Región del Maule se caracteriza por poseer una Cordillera de los Andes disminuida en altura y marcada por una gran presencia de volcanes. Presenta un valle longitudinal plano, sólo interrumpido por los ríos que la cruzan en sentido este – oeste. La Cordillera de la Costa se presenta baja, con alturas que no superan los 900 msnm. Las planicies litorales tienen un amplio desarrollo, con terrazas que alcanzan los 200 m (B.C.N., 2003).

El clima en esta zona presenta una variedad de tipos climáticos que van desde un templado cálido con lluvias invernales y gran nubosidad en la Cordillera de la Costa y Valle Central, hasta el tipo frío en la Cordillera de los Andes (influido por la altura). De este modo, en la región se encuentran predominantemente los climas templado – cálido con estación seca y lluviosa semejante. Además, se observa un clima templado cálido con estación seca prolongada, principalmente en el norte y, el clima de hielo por efecto de la altura, en el sector cordillerano (Pizarro *et al*, 2003).

Es importante agregar que las temperaturas promedio en esta Región oscilan entre los 28°C en enero hasta 10°C en julio, mientras que las precipitaciones varían desde 500 mm al norte, hasta los 1.270 mm al sur (Pizarro *et al*, 2003).

La Región del Maule presenta dos sistemas hidrográficos originados en la Cordillera de los Andes, los cuales son el Río Mataquito y el Río Maule.

El Río Mataquito, ubicado al norte de la Región, corresponde a un río de régimen mixto. Sus afluentes son el Río Teno y el Lontué. Posee una hoya hidrográfica de 6.200 km<sup>2</sup> y un caudal medio de 153 m<sup>3</sup>/s. En el sur de la Región se presenta el Río Maule; éste es uno de los ríos más importantes del país. Su hoya hidrográfica abarca una superficie de 20.300 km<sup>2</sup> y tiene caudal medio de 467 m<sup>3</sup>/s. Sus afluentes son los ríos Puelche, Los Cipreses, Claro, Melado y Loncomilla (B.C.N., 2003).

Finalmente, en la Figura N° 1 se presenta el mapa de la Región del Maule donde se pueden apreciar sus principales cuencas hidrográficas.



A su vez, Chow *et al* (1994), indica que uno de los primeros pasos que deben seguirse en muchos proyectos de diseño hidrológico, es determinar los eventos de lluvia que deben usarse, para lo cual se utilizan comúnmente, situaciones que involucren la intensidad de la lluvia, la duración y la frecuencia.

De acuerdo a lo expuesto en el punto anterior, lo que se necesita es buscar una manera de integrar la intensidad de las precipitaciones, a su duración y su período de recurrencia. Una forma muy común de hacerlo, es utilizando tormentas de diseño o eventos que involucren estas características (Chow *et al*, 1994).

### **3.3. Definición de las Curvas Intensidad – Duración – Frecuencia (IDF).**

De Fraja (1993), señala que existe una metodología llamada Curvas Intensidad – Duración – Frecuencia (IDF), las cuales permiten estimar el valor de las precipitaciones con distintos intervalos y períodos de retorno.

Témez (1978), señala que las Curvas Intensidad – Duración – Frecuencia (IDF), resultan de unir los puntos representativos de la intensidad media en intervalos de diferente duración, correspondiendo todos ellos a un mismo período de retorno.

Otra definición es la dada por López Cádenas (1998), denominándolas como aquellas curvas que representan duraciones en las abscisas y alturas de precipitaciones en las ordenadas, donde cada curva que ahí se observa, corresponde a un período de retorno, de tal forma que las Curvas IDF representan a la intensidad media de intervalos de distinta duración y correspondientes todos los de una misma curva a un período de recurrencia único. Señala además, que para su construcción es necesario obtener intensidades de precipitación, a través de bandas pluviográficas.

Heras (1983), define al pluviograma (bandas pluviográficas) como la gráfica que se obtiene de un pluviógrafo. Es decir, corresponde a una curva de mm de precipitación en función del tiempo.

### 3.4. Elementos asociados a las Curvas IDF.

Junto con definir a las Curvas IDF, surgen otros elementos que también resultan necesarios evaluar. Estos son la intensidad de las precipitaciones, la frecuencia y la probabilidad de excedencia.

Para Cuadrat *et al* (2000), la intensidad o cantidad de lluvia caída por unidad de tiempo es un dato de sumo interés para la realización de estudios; ésta se expresa normalmente en mm/h. Chow *et al* (1994), define a la intensidad como la tasa temporal de precipitación, lo que es equivalente a la profundidad por unidad de tiempo (mm/h o pulg/h), de tal forma que matemáticamente se expresa de la siguiente manera:

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

Donde  $I$  es la intensidad en mm o pulg por hora,  $P$  es la profundidad de precipitación en mm o pulg y  $Td$  es la duración del evento en horas.

Otro elemento vinculado a las Curvas IDF es la frecuencia; ésta se expresa en función del período de retorno o de recurrencia ( $T$ ) de ciertas intensidades máximas o críticas, entendiendo como tal a un número de años que en promedio han de transcurrir para que se origine un evento de igual magnitud o superior al de referencia (Cuadrat *et al*, 2000). A su vez, Pizarro *et al* (1986), lo define como el tiempo que media entre dos sucesos iguales.

Para Bedient *et al* (2002), un evento máximo anual tiene un período de retorno (o intervalo de recurrencia) de  $T$  años si su magnitud es igualada o excedida una vez como promedio cada  $T$  años.

El valor que posea el período de retorno en el diseño de un sistema de aguas lluvias depende del grado de seguridad que requiere la ciudadanía ante la eventualidad de que ocurra un evento de precipitaciones extremas (Stappung, 1999).

Además, asociado al período de retorno, Pizarro *et al* (1986) define la probabilidad de excedencia como la probabilidad de que un evento sea superado.

Por su parte, Viessman *et al* (2002), señalan que la probabilidad que un evento sea igualado o excedido en algún año, se expresa de la siguiente manera:

$$P(E) = \frac{1}{T}$$

Donde  $P(E)$  es la probabilidad de excedencia y  $T$  es el período de retorno.

### **3.5. Aplicaciones de las Curvas IDF.**

Para dimensionar el tamaño de una obra hidráulica, se requiere conocer el caudal máximo de diseño, o en términos hidrológicos la crecida de diseño. Sin embargo, el proyectista no solo debe calcular la magnitud del o de los valores de diseño, sino que además debe proporcionar una indicación de su probabilidad de excedencia, con el fin de fijar la seguridad de funcionamiento de la obra, lo cual significa una respuesta no sólo de lo que puede ocurrir, sino también un pronunciamiento sobre su probabilidad de excedencia. (Varas, 1998).

En éste aspecto, Linsley *et al* (1988) señalan que la hidrología debe recurrir al estudio de la probabilidad o frecuencia con la cual un determinado caudal o volumen puede ser igualado o excedido, ya que en la construcción de una determinada obra, dicho aspecto, influirá directamente en los costos y en la duración de la obra, de manera que los diferentes problemas hidrológicos que se presentan en una tormenta, obtengan un adecuado análisis temporal.

En numerosas obras de infraestructura, la irregularidad y variabilidad de las precipitaciones resultan en factores de riesgo. Los episodios de lluvias extraordinarias constituyen acontecimientos que desembocan en inundaciones y crecidas de avenidas en determinadas épocas del año. Estos motivos hacen necesario conocer la probabilidad de que se produzcan determinados eventos (Mintegui *et al*, 1990; Cuadrat *et al*, 2000).

Uno de los primeros pasos que se debe seguir en muchos proyectos de diseño hidrológico (diseños de drenaje urbano, construcción de grandes represas para el aprovechamiento del recurso hídrico o el diseño de obras de ingeniería, entre otros), es determinar los eventos de lluvias que serán utilizados. Una forma de hacerlo es a través de las Curvas IDF, las cuales son diseñadas para cada lugar en particular (Chow *et al*, 1994).

Para Viessman *et al* (2002), estas relaciones conocidas como Curvas IDF, son usadas en el diseño de obras que captan las aguas provenientes de las tormentas y en la construcción de reservas de agua. Tales diseños están basados en la estimación de los peores casos de lluvias intensas en intervalos de tiempo dados. De esta forma es posible analizar varias tormentas de distintas duraciones, para encontrar los eventos más críticos de manera de poder seleccionar las frecuencias en los diseños.

Por su parte, Román (2003) señala que las Curvas IDF son de gran ayuda en la construcción de obras de control de erosión y recuperación de suelos degradados. Su utilización se incluye en obras como zanjas de infiltración, canales de desviación, diques y

otro tipo de obras destinadas al control de procesos erosivos en laderas y el control de cárcavas.

### **3.6. Construcción de las Curvas IDF.**

Cuando la información de lluvia local está disponible, las Curvas IDF pueden desarrollarse utilizando análisis de frecuencia. Para cada una de las duraciones seleccionadas, se extraen las profundidades de lluvias máximas anuales de los registros históricos de lluvias y luego se aplica el análisis de frecuencia (Chow *et al*, 1994).

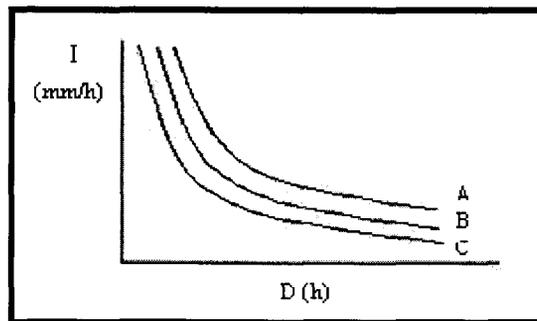
Para la aplicación del análisis de frecuencia se requiere de una función de distribución de probabilidades. La distribución de Gumbel ha sido empleada con buenos resultados en el estudio de eventos meteorológicos de valores máximos, obteniéndose ajustes muy precisos para valores máximos diarios y anuales (Mintegui *et al*, 1993). A su vez, Stol (1971), citado por Dickinson (1977), señala que la función de Gumbel resulta ser la más adecuada para representar lluvias anuales extremas.

La aplicación de la función de distribución de Gumbel en estudios que contemplen eventos de valores extremos no sólo es avalada por los autores mencionados anteriormente. La literatura especializada en el tema cita siempre a la función de distribución de Gumbel debido a la calidad de ajuste que presenta en eventos máximos (Témez, 1978; Pizarro *et al*, 1986; Linsley *et al*, 1988; Ponce, 1989; Chow *et al*, 1994; Monsalve 1999).

En la VII Región del Maule, el método más validado para la construcción de las Curvas IDF, a través de análisis de frecuencias, es el propuesto por Témez (1978); éste consiste en analizar las bandas de registros pluviográficos, seleccionando los valores extremos de precipitación para tiempos determinados; luego, se dividen por su duración para obtener la intensidad y se les ajusta una función de distribución de probabilidad de Gumbel; se grafica

cada función ajustada a un mismo período de retorno, para finalmente, unir los puntos en una curva. Esto se repite para distintos períodos de retorno.

De esta manera se obtiene una gráfica que representa a una familia de Curvas IDF correspondientes a una estación pluviográfica, de tal forma de obtener un diseño como el mostrado en la Figura N° 2:



**Figura N° 2:** Modelo teórico de una Curva IDF (Fuente: Elaboración propia).

Donde  $I$  es la intensidad en mm/h,  $D$  corresponde a la duración de las precipitaciones en horas y A, B y C son distintos períodos de retorno en años.

Es posible apreciar en la figura que el valor de  $I$  aumenta al disminuir  $D$ , de tal manera que presenta una forma exponencial negativa. Esto es explicado por Témez (1978) de la siguiente manera: la probabilidad de encontrar intensidades mayores aumenta a medida que las duraciones disminuyen; por el contrario, las menores intensidades se encuentran vinculadas a las mayores duraciones.

Resulta importante destacar que el método propuesto por Témez (1978) fue utilizado para el diseño gráfico de las Curvas IDF en el presente estudio.

Chow *et al* (1994), señalan que las curvas IDF no solo se construyen de manera gráfica, sino que también pueden expresarse como ecuaciones con el fin de evitar la lectura de la intensidad de lluvia de diseño en una gráfica.

Muchas fórmulas han sido derivadas para representar la relación intensidad – duración de una lluvia puntual. Linsley *et al* (1949), señalaban que para duraciones de 5 a 20 minutos, el modelo general es el siguiente:

$$I = \frac{a}{t + b}$$

En caso que las duraciones superen los 60 minutos, el modelo es el siguiente:

$$I = \frac{c}{t^n}$$

Donde  $I$  es la intensidad promedio para una duración de  $t$  minutos y  $a, b, c, n$  son los coeficientes que se deben ajustar y que varían según el lugar.

Por otra parte, Chen (1983), propuso una fórmula general para representar la relación intensidad – duración – frecuencia para los Estados Unidos, generando un método que posee gran potencial para su aplicación en el diseño de drenajes de aguas lluvias.

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

Donde:

- $I_t^T$  = intensidad de lluvia en mm/h, 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,  $R_t^{100} / R_t^{10}$ .

$a, b, c$  = son los parámetros que dependen del lugar y de la relación  $R_t^{10} / R_{24}^{10}$ .  
 $I_t^{10}$  = intensidad de lluvia asociada a 10 años de período de retorno y una duración de  $t$  horas.

Por otro lado, Wenzel (1982), citado por Chow *et al* (1984), dedujo para algunas ciudades de los Estados Unidos, coeficientes para utilizarse en una ecuación de la forma:

$$I = \frac{c}{T_d^e + f}$$

Donde:

$I$  = es la intensidad de lluvia de diseño.

$T_d$  = es la duración en horas.

$c, e, f$  = son coeficientes que varían con el lugar y el período de retorno.

Sin embargo, el mismo autor plantea la opción de extender la ecuación para incluir el período de retorno, quedando ésta de la siguiente manera:

$$I = \frac{c * T^m}{T_d + f}$$

$$I = \frac{c * T^m}{T_d^e + f}$$

En Chile, Varas y Sánchez, citados por EULA (1993), propusieron una metodología para el diseño de las Curvas IDF. Dicho procedimiento plantea la siguiente expresión:

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

Donde:

$P_{t,T}$  = es la lluvia en mm con período de retorno de T años y duración t horas.

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

$P_{10,D}$  = es la lluvia máxima diaria con 10 años de período de retorno.

$C_{d,t}$  = es el coeficiente de duración para t horas.

$C_{f,T}$  = es el coeficiente de frecuencia para T años de período de retorno.

Entonces, la intensidad máxima de precipitación queda dada por:

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

Donde:

$d$  = es la duración en horas.

De esta forma, esta metodología permite diseñar las Curvas IDF en aquellos sectores o zonas que sólo cuentan con información pluviométrica, para lo cual se deberán seleccionar los coeficientes de duración y frecuencia de la estación pluviográfica más cercana.

Aparicio (1997), propone un método que relaciona de manera conjunta las variables de intensidad, duración y período de retorno en una familia de curvas cuya ecuación es la siguiente:

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

Donde:

- $I$  = es la intensidad de precipitación en mm.  
 $d$  = es la duración de la precipitación en minutos.  
 $T$  = es el período de retorno en años.  
 $k, m, n, b$  = son las constantes que se deben calcular mediante análisis de regresión.

En Chile este modelo ya fue utilizado por Abarza (2001) y Román (2003), obteniendo excelentes resultados en la calidad de ajuste en la generación de Curvas IDF en la VII Región del Maule y en la Región Metropolitana, respectivamente. Sin embargo, realizaron una pequeña modificación a esta expresión, con el objetivo de facilitar los cálculos, quedando ella de la siguiente manera:

$$I = \frac{K * T^m}{d^n}$$

Es importante destacar que esta ecuación modificada fue utilizada en la presente investigación para el desarrollo matemático de las Curvas IDF.

Finalmente, Monsalve (1999) indica que en el análisis de las relaciones intensidad – duración – frecuencia de las lluvias observadas, se debe determinar para diferentes intervalos de duración de la lluvia, el tipo de ecuación y el número de parámetros de ésta que mejor caracterizan aquellas relaciones, señalando que en hidrología, usualmente se emplean ecuaciones del siguiente tipo:

$$I = \frac{C}{(t + t_0)^n}$$

Donde:

$I$  = es la intensidad de precipitación máxima en mm/h.

$t$  = es la duración de la lluvia en minutos.

$C, t_0, n$  = son parámetros por determinar.

Además, agrega que  $C$  se relaciona con el período de retorno  $T$  en años por medio de la siguiente ecuación:

$$C = K * T^m$$

Donde:

$K$  y  $m$  = son constantes

Por lo tanto, si se reemplaza esta relación en la ecuación anterior, se llegará al modelo propuesto por Aparicio (1997).

## **4. METODOLOGÍA.**

### **4.1. Etapas del estudio.**

#### **4.1.1. Revisión Bibliográfica.**

Esta etapa consistió en la recopilación de todos los antecedentes teóricos sobre los cuales se desarrolló el trabajo práctico presentado en esta memoria. Dicha información fue extraída de libros y revistas especializadas. Además, toda esta información bibliográfica fue complementada con documentos de internet.

De esta forma, estos antecedentes corresponden al marco teórico presentado en el capítulo 3, además de complementar las fases metodológicas que se presentan en el presente capítulo.

#### **4.1.2. Selección de las estaciones pluviográficas.**

En la actualidad, la VII Región del Maule cuenta con un total de doce estaciones pluviográficas a cargo de la Dirección General de Aguas (DGA); de dicho total sólo seis cuentan con sus respectivas Curvas IDF.

Debido a lo anterior, el trabajo se desarrolló en las seis estaciones carentes de Curvas IDF, teniendo como base un registro de antecedentes de quince años (1988 – 2002), a excepción de la Estación San Manuel, la que sólo presenta siete años (1996 – 2002).

A continuación, en la Tabla N° 1 se muestran las estaciones pluviográficas seleccionadas y su ubicación geográfica, además del período comprendido en su estudio.

**Tabla N° 1:** Estaciones pluviográficas seleccionadas.

Estación	Coordenadas UTM		Coordenadas Geográficas		Período de Estudio
	Norte	Este	Latitud	Longitud	
Embalse Ancoa	6.026.448 m	290.870 m	35° 55' S	71° 17' O	1988 - 2002
Potrero Grande	6.104.544 m	308.776 m	35° 10' S	71° 05' O	1988 - 2002
Los Queñes	6.125.387 m	334.209 m	34° 59' S	70° 48' O	1988 - 2002
San Manuel	5.984.533 m	245.404 m	36° 21' S	71° 38' O	1996 - 2002
San Javier	6.057.037 m	256.902 m	35° 35' S	71° 39' O	1988 - 2002
Embalse Digua	5.985.280 m	272.366 m	36° 15' S	71° 32' O	1988 - 2002

Fuente: Elaboración propia en base a la información proporcionada por la D.G.A. VII Región.

#### 4.1.3. Recolección de la información requerida.

La Dirección General de Aguas (VII Región), organismo estatal dependiente del Ministerio de Obras Públicas (MOP), fue la institución encargada de proporcionar toda la información necesaria para lograr el desarrollo de la presente memoria.

Dichos antecedentes corresponden a los registros de precipitaciones diarias y horarias contenidos en las bandas pluviográficas de las seis estaciones seleccionadas, para el período correspondiente a cada estación.

#### 4.1.4. Selección de intensidades máximas de precipitación.

Para la obtención de los datos requeridos para la construcción de las Curvas IDF, fue necesario analizar las bandas pluviográficas entregadas por la Dirección General de Aguas. De esta forma, fueron obtenidas para cada año las alturas máximas de precipitación, para las siguientes duraciones: 1, 2, 6, 12, 24 y 48 horas.

Abarza (2001), señala como metodología para la lectura de las bandas un criterio que toma como referencia de medición las 08:00 horas de un día, terminando a las 08:00 horas del día siguiente. Esto, excluye a las duraciones de 48 horas, donde se finaliza a las 08:00 horas del día subsiguiente. Sin embargo, este procedimiento implica la realización de varios

muestreos con el fin de conseguir un óptimo diseño de las Curvas IDF, de tal forma de lograr el modelo propuesto por Témez (1978). Con el fin de evitar esto, se optó por analizar cada chubasco de manera independiente, ubicándose en las tormentas que realmente fueran influyentes para cada duración de las precipitaciones y no hacer un muestreo continuo de las bandas pluviográficas; de esta manera solo fue necesario realizar un muestreo, lo que se verificó a través de la calidad de los resultados alcanzados.

Finalmente, una vez conseguidos todos los valores extremos de precipitación para cada duración y año, se obtuvieron las intensidades máximas de precipitación a través del cociente entre cada valor de la serie y su respectiva duración, llegando finalmente a intensidades en mm/h.

Es importante señalar que en la estación San Manuel, se obtuvieron dos valores máximos de intensidad por año debido a la poca cantidad de información que posee. De esta forma se buscó darle una mayor consistencia estadística a su serie de datos.

#### **4.1.5. Ajuste de los datos a una función de distribución de probabilidad.**

Una vez obtenidas las intensidades máximas de precipitación para cada duración de las lluvias en cada estación, se debió ajustar una función de distribución de probabilidad de valores extremos. En este caso se utilizó la función de Gumbel debido a que es la más recomendada para representar lluvias anuales extremas.

Dicha función se encuentra definida de la siguiente manera:

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

Con,

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

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

$\sigma$  y  $\mu$  = parámetros a ajustar en función de la muestra en estudio

$e$  = base de los logaritmos neperianos.

Además,

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

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

Donde:

$S$  = desviación estándar de la muestra.

$\bar{X}$  = media de la muestra.

Como una forma de probar la calidad del ajuste presentado por la función de Gumbel, se aplicaron dos pruebas de bondad de ajuste propuestas por Pizarro *et al* (1986), a saber, el Coeficiente de Determinación  $R^2$  y el test de Kolmogorov – Smirnov.

#### **4.1.5.1. Pruebas de bondad de ajuste.**

##### **a. Coeficiente de Determinación $R^2$ .**

Este coeficiente indica qué proporción de la variación total de los datos es representada por el modelo utilizado (Pizarro *et al*, 1986).

Está definido por la siguiente expresión:

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

Donde:

$F_n(X)i$  = frecuencia observada acumulada.

$F(X)i$  = frecuencia teórica acumulada.

$\overline{Fn}(X)$  = media de las frecuencias observadas acumuladas.

#### **b. Test de Kolmogorov – Smirnov.**

Corresponde a una prueba de bondad de ajuste apropiada, cuando  $F_n(X)$  es continua. No necesita que los datos se encuentren agrupados, además de ser aplicable a muestras pequeñas (Canavos, 1995).

Este test compara la desviación de la frecuencia observada acumulada  $F_n(X)i$  con relación a la frecuencia teórica acumulada  $F(X)i$ , de tal forma de obtener el supremo de las diferencias  $D_c$  entre ambas frecuencias, ubicado en la  $i$ -ésima posición. Se calcula de la siguiente forma:

$$D_c = \text{Sup} | F_n(X)i - F(X)i |$$

Posteriormente, utilizando un 95% de confianza, se procedió a comparar los valores obtenidos para  $D_c$ , con los valores mostrados en la tabla de valores críticos de  $D_t$ , del test

de bondad de ajuste de Kolmogorov – Smirnov. De esta forma se estableció la siguiente dódima de hipótesis:

$H_0: D_c < D_t$  (el ajuste es adecuado).

$H_a: D_c > D_t$  (el ajuste no es adecuado).

#### **4.1.6. Determinación gráfica de las Curvas IDF, para distintos períodos de retorno, en cada una de las seis estaciones pluviográficas en estudio.**

A partir de las funciones de distribución de probabilidad ajustadas, se procedió a graficar la intensidad de precipitación v/s la duración de cada lluvia, correspondiente a un período de retorno seleccionado. Los períodos de retorno seleccionados fueron 5, 10, 20, 30, 40, 50, 60, 75 y 100 años.

Para obtener las distintas familias de Curvas IDF, fue necesario reemplazar el período de retorno de 5 años en cada una de las funciones de distribución de probabilidad ajustadas correspondientes a cada estación, a modo de obtener puntos de la curva asociados a los 5 años. Posteriormente, esta operación se repitió para 10 años, lo cual generó una nueva curva. Así sucesivamente, fueron evaluados cada uno de los períodos de retorno seleccionados, hasta llegar a los 100 años, de tal forma que se generaron nueve curvas, cada una de ellas asociadas a un determinado período de retorno, las cuales en conjunto son denominadas familias de Curvas IDF.

Esta operación se repitió en cada una las estaciones escogidas.

#### 4.1.7. Construcción de tablas de uso práctico.

En esta etapa del estudio se procedió a la construcción de las tablas de uso práctico en cada estación en estudio.

En primer lugar, a partir de las funciones de distribución de probabilidad ajustadas, se definieron tablas que relacionan las intensidades máximas de precipitación posibles de obtener en mm/h; además, cada una de las respectivas intensidades máximas está asociada a un determinado período de retorno (5, 10,...,100 años) y a una respectiva duración (1, 2,...,48 horas).

Posteriormente, se realizó la construcción de las tablas de uso práctico, las cuales relacionan las distintas intensidades horarias (1, 2,...,48 horas) con la intensidad de duración de 24 horas. Se escoge esta última duración, debido a que las precipitaciones con dicha duración son las más fáciles de encontrar en zonas donde sólo existe pluviómetro. De este modo, se obtiene un parámetro que permite extrapolar la información hacia sectores sin registros de intensidad para distintas duraciones.

Dicho parámetro se define como  $k$ , y se obtiene de la siguiente forma:

$$k = \frac{I_i}{I_{24 \text{ horas}}}$$

Donde:

$I_i$  = intensidad de precipitación a la hora  $i$  ( $i = 1, 2, 6, 12, 24, 48$  horas).

$I_{24 \text{ horas}}$  = intensidad de precipitación para una duración de 24 horas.

#### 4.1.8. Determinación matemática de las Curvas IDF, para las seis estaciones pluviográficas en estudio.

El siguiente paso consistió en la determinación de modelos matemáticos que permitieran estudiar el comportamiento de las tres variables involucradas en el estudio, de tal forma de poder construir Curvas IDF no solo de manera gráfica, sino que también a través de una función matemática que permita estimar la intensidad a partir de datos de duración y períodos de retorno.

Para la realización de esta etapa se eligió la ecuación propuesta por Aparicio (1997), de tal forma que queda definida de la siguiente manera:

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

Donde:

$I$  = intensidad de precipitación en mm/h.

$T$  = período de retorno en años.

$D$  = la duración en minutos.

$k, m, n$  = parámetros a estimar a través de un análisis de regresión lineal múltiple.

Para poder realizar el análisis de regresión lineal múltiple, fue necesario linearizar la ecuación aplicando logaritmos de la siguiente manera:

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

O lo que es idéntico:

$$y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$$

Donde:

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

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

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

Una vez calculados los coeficientes  $a_0$ ,  $a_1$  y  $a_2$  fue posible encontrar los valores de los parámetros  $k$ ,  $m$  y  $n$ . De esta forma la ecuación propuesta por Aparicio (1997), quedó ajustada para cada estación pluviográfica, no sin antes probar los supuestos clásicos del análisis de regresión lineal.

#### **4.1.8.1. Supuestos clásicos del análisis de regresión lineal.**

##### **4.1.8.1.1. Supuesto de normalidad.**

Este supuesto señala que las perturbaciones poblacionales se basan en algún tipo de distribución probabilística, específicamente si poseen distribución normal (Neter *et al*, 1996). Para determinar si esto se cumple, se utilizaron dos pruebas: el test de Kolmogorov – Smirnov y el histograma de frecuencias.

### a. Test de Kolmogorov – Smirnov.

Este test viene incorporado en el programa estadístico STATGRAPHICS plus para Windows 1.4, el cual entrega los siguientes valores:

- Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS
- Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS
- Estimación completa estadístico DN
- Valor p aproximado

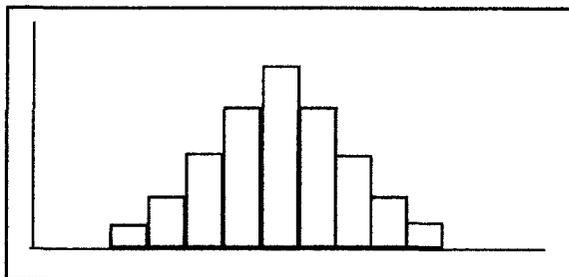
Así, se establece el siguiente test de hipótesis (95% de confianza):

$H_0$  = se cumple el supuesto de normalidad (valor p aproximado  $> 0,05$ )

$H_a$  = no se cumple el supuesto de normalidad (valor p aproximado  $< 0,05$ )

### b. Histograma de frecuencias.

Esta prueba estudia la forma del histograma, el que debe tener una forma simétrica con colas livianas (Cid *et al*, 1990), de tal forma que se asemeje a la Figura N° 3:



**Figura N° 3:** Histograma de Frecuencias (Fuente: Cid *et al*, 1990).

Es importante señalar que habitualmente los histogramas no presentan la perfecta simetría de la Figura N° 3, lo cual no significa que exista falta de normalidad, por lo que es posible aceptar pequeñas desviaciones (Cid *et al*, 1990).

#### **4.1.8.1.2. Supuesto de homocedasticidad.**

Se refiere a que en un modelo de regresión lineal, la varianza de cada término de perturbación, es un número constante igual a  $\sigma^2$ , o sea, son homocedásticas. (Gujarati, 1992).

En este caso se planteó el siguiente test de hipótesis:

$$H_0: \sigma_1^2 = \dots = \sigma_n^2$$

$$H_a: \sigma_i^2 \neq \sigma_j^2$$

Para detectar la presencia de heterocedasticidad se utilizaron dos pruebas: el test de Goldfeld – Quandt y el gráfico de dispersión de residuos.

##### **a. Test de Goldfeld – Quandt.**

Este método, es aplicable si se supone que la varianza heterocedástica  $\sigma^2$  está positivamente correlacionada con una de las variables explicativas del modelo de regresión lineal. (Gujarati, 1992).

La metodología para la aplicación de este test consta de cinco pasos, los cuales son explicados detalladamente en el Anexo I.

**b. Gráfico de dispersión de residuos.**

Para realizar esta prueba, se construyó un gráfico entre la variable dependiente estimada *v/s* los residuos estimados al cuadrado. Con esto se buscó la presencia de algún patrón de comportamiento sistemático entre ellos. (Gujarati, 1992).

**4.1.8.1.3. Supuesto de no autocorrelación.**

Autocorrelación se define como la correlación existente entre las muestras de una serie de observaciones ordenadas en el tiempo. (Gujarati, 1992). Dicho de otro modo, lo que este supuesto prueba es que las muestras son independientes una de otra y no son función de alguna variable.

Para probar este supuesto se utilizaron las siguientes pruebas: el test *d* de Durbin – Watson y el gráfico de residuos *v/s* tiempo. Además, fue necesario utilizar el método  $\rho$  o método iterativo para corregir la presencia de heterocedasticidad.

**a. Test *d* de Durbin – Watson.**

Corresponde a la prueba más conocida para detectar la correlación serial, donde el estadístico *d* corresponde al cociente entre las sumas de las diferencias al cuadrado de los residuos sucesivos y la suma de los residuos al cuadrado. Sin embargo, dicho valor fue entregado directamente por el programa estadístico STATGRAPHICS plus para Windows 1.4.

Este test presenta una zona de aceptación, dos zonas de rechazo y dos zonas de indiferencia donde la prueba no es capaz de determinar si existe evidencia significativa para aceptar la hipótesis nula. En la Tabla N° 2 se muestran las reglas de decisión de este test.

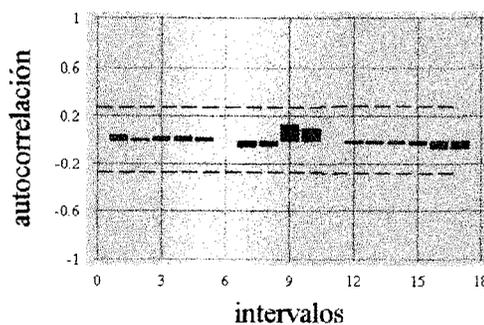
**Tabla N° 2:** Reglas de decisión del test de Durbin –Watson.

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	$4-d_L < d < 4$
No existe autocorrelación negativa	No hay decisión	$4-d_U \leq d \leq 4-d_L$
No existe autocorrelación negativa ni negativa	No rechazar	$d_U < d < 4-d_U$

Fuente: Gujarati (1992).

**b. Gráfico de residuos v/s tiempo.**

Este análisis se basó en un estudio de una serie de tiempo por medio de una representación de los residuos del análisis de regresión lineal y el tiempo. La Figura N° 4 muestra un gráfico hipotético sin presencia de autocorrelación de residuos.

**Figura N° 4:** Gráfico de autocorrelación de residuos (Fuente: Elaboración propia).**c. Método  $\rho$  o método iterativo.**

Este test corresponde a una medida correctiva en contra de la heterocedasticidad y está basado en el estadístico  $d$  de la prueba de Durbin – Watson (Neter *et al*, 1996).

La aplicación de este procedimiento consta de cinco pasos, los cuales son detallados en el Anexo I.

No obstante lo anterior, Gujarati (1992) señala que si el objetivo del modelo que se quiere ajustar es únicamente la estimación puntual (como en este caso), el método de los mínimos cuadrados, en conjunto con el coeficiente de determinación  $R^2$ , son suficientes, no necesitando que se cumplan los supuestos clásicos de regresión. Ahora bien, como una forma de entregar una herramienta más completa, para futuras extensiones que de este estudio se pudieran realizar, se entregan los modelos ajustados con sus respectivos supuestos clásicos de regresión.

#### **4.1.8.2. Pruebas de bondad de ajuste.**

##### **a. Coeficiente de determinación $R^2$ .**

Este coeficiente representa que proporción de la variación total de los datos reales es explicada por el modelo ajustado. En este caso fue obtenido directamente de la salida de regresión lineal múltiple, realizada en el programa STATGRAPHICS plus para Windows 1.4.

##### **b. 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.

Según Canavos (1995), esta prueba es el equivalente no paramétrico de la prueba ~~de~~ de Student y se basa en la combinación de las  $n_1$  y  $n_2$  observaciones para formar un solo

conjunto de  $n_1 + n_2$  observaciones arregladas en orden creciente de magnitud. Entonces, se asigna un rango a cada observación en la secuencia.

Si la mayor de las muestras tiene 20 o menos observaciones, se enfoca como muestra pequeña. En caso contrario se considera como muestra grande (Mason *et al*, 1995). Debido a esto, el ajuste para cada estación se trabajó como muestras pequeñas; en cambio, el modelo construido para las estaciones en conjunto, se consideró como una muestra grande.

La prueba de hipótesis utilizada en este estudio, es la siguiente:

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

Ha: La distribución de frecuencias relativas de una población, está desplazada con relación a la distribución de la otra población.

Los procedimientos utilizados para la aplicación del test en ambos tipos de muestras, se encuentran detallados en el Anexo I.

#### **4.1.9. Análisis comparativo de la construcción de Curvas IDF, utilizando series de mayor longitud temporal, en las estaciones Embalse Ancoa y Los Queñes.**

Como una forma de ampliar el presente estudio, y debido a los satisfactorios resultados obtenidos en la construcción de las Curvas IDF, se quiso ver si la extensión de las series de años influían en los resultados que éstas entregan.

Para la realización de ésto, a la Estación Embalse Ancoa se le aumentó su serie de años de 15 a 27; a su vez, a la Estación Los Queñes se le amplió el período de estudio de 15 a 28 años. Es importante destacar que la selección de ambas estaciones se realizó pensando en la calidad de las bandas pluviográficas, así como en la mayor extensión que presentan en

comparación a las cuatro estaciones restantes. En la Tabla N° 3 se muestra el período cronológico utilizado en las dos estaciones escogidas.

**Tabla N° 3:** Períodos extendidos en las dos estaciones pluviográficas seleccionadas.

<b>Estación</b>	<b>Período de Estudio</b>	<b>Observaciones</b>	<b>Total</b>
Embalse Ancoa	1974 - 2002	Excepto el año 1982	27 años
Los Queñes	1972 - 2002	Excepto los años 1973, 1974 y 1978	28 años

Fuente: Elaboración propia.

Con esta nueva información, se construyeron de manera gráfica las Curvas IDF, siguiendo el mismo procedimiento utilizado para las demás curvas.

Finalmente, como una forma de verificar si existen diferencias en la construcción de las Curvas IDF, que presentan distintas longitudes de las series de años, se utilizó la prueba U de Mann – Whitney (Anexo I), para comparar lo siguiente:

- Las alturas máximas de precipitaciones, para las duraciones de 1 y 2 horas, entre los períodos 1988-2002 (series de 15 años) y el período 1974-1987, para la Estación Embalse Ancoa; y el lapso 1988-2002, con el período 1972-1987, para la Estación Los Queñes.
- Las intensidades de precipitación para los distintos períodos de retorno y duraciones consideradas en el estudio, y que son entregadas por las funciones de Gumbel ajustadas en cada estación seleccionada y para las dos series de años consideradas (serie de 15 años v/s serie de 27 años, en la Estación Embalse Ancoa, y la serie de 28 años en la Estación Los Queñes).

En ambos casos se estableció el siguiente test de hipótesis:

Ho: Las distribuciones de las Curvas IDF son las mismas para las distintas longitudes de series consideradas.

Ha: Las distribuciones no son las mismas.

#### **4.1.10. Presentación de resultados.**

En esta etapa del estudio se pone a disposición de los investigadores y estudiantes, los resultados obtenidos para cada estación pluviográfica en estudio, a saber:

- Las alturas máximas de precipitación y las intensidades máximas de precipitación anuales correspondientes a una duración respectiva.
- Los parámetros ajustados correspondientes a la función de Gumbel, con sus respectivos valores asociados a las pruebas de bondad de ajuste aplicadas.
- Se enseñan de manera gráfica las Curvas IDF obtenidas, con el fin de caracterizar cada patrón de conducta.
- Las tablas de uso práctico que relacionan la intensidad de precipitación con una duración y un período de retorno respectivo, que contienen el parámetro  $k$  correspondiente a cada estación.
- Los modelos matemáticos ajustados correspondientes a una familia de Curvas IDF, para cada estación en estudio. Además se incluyen los resultados de los análisis de regresión, así como también, se anexan los resultados de las pruebas de bondad de ajuste aplicadas en cada caso.
- Finalmente, se entregan los resultados relacionados a la construcción de Curvas IDF con series de años más extensas que las originalmente utilizadas.

#### **4.1.11. Análisis y discusión de resultados.**

De acuerdo a los resultados obtenidos, en esta fase se discute sobre el patrón de comportamiento que presentan las precipitaciones de acuerdo a cada Curva IDF diseñada (tanto gráficas como matemáticas), además de analizar las tablas de uso práctico entregadas en el trabajo.

#### **4.1.12. Conclusiones y recomendaciones.**

Finalmente, se entregan las conclusiones que se obtienen después de analizar los resultados generados por el estudio, además de las recomendaciones pertinentes a cada caso, dependiendo de los resultados.

#### **4.2. Materiales y equipos.**

Para lograr desarrollar este estudio, se requirieron los siguientes materiales y equipos:

- Registros de precipitaciones máximas anuales, los cuales están contenidos en las bandas pluviográficas facilitadas por la Dirección General de Aguas.
  
- Equipos computacionales (Pc e impresoras).
  
- Programas computacionales para el manejo y procesamiento de la información, además del desarrollo escrito del documento. Esto incluye:
  - Procesador de texto: Microsoft Word.
  - Planilla electrónica: Microsoft Excel.
  - Software estadístico: Statgraphics Plus V. 1.4.

## **5. PRESENTACIÓN DE RESULTADOS.**

### **5.1. Selección de alturas máximas de precipitación anuales, para cada una las seis estaciones en estudio.**

De acuerdo a la información proporcionada por la Dirección General de Aguas (D.G.A.), a través de las bandas pluviográficas y luego de un exhaustivo análisis posterior, se determinaron las alturas máximas de precipitación anuales correspondientes a cada duración en cada estación en estudio; dichos valores son presentados en las tablas N° 4, 5, 6, 7, 8 y 9.

Es importante recordar que las estaciones de Embalse Ancoa, Potrero Grande, Los Queñes, Embalse Digua y San Javier, fueron trabajadas con información correspondiente al período comprendido entre los años 1988 – 2002, obteniéndose un valor de precipitación para cada año, a diferencia de la estación San Manuel, la cual posee solamente datos para el período 1996 – 2002, razón por la cual fue necesario obtener dos registros de precipitación por año, con el fin de poseer una serie de datos más extensa.

**Tabla N° 4:** Alturas máximas de precipitación anuales (mm) para cada duración (h). Estación Embalse Ancoa.

<b>ALTURAS MÁXIMAS DE PRECIPITACIÓN (mm), ESTACIÓN EMBALSE ANCOA</b>						
<b>Año</b>	<b>Duración en horas</b>					
	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>6</b>	<b>12</b>	<b>24</b>	<b>48</b>
<b>1988</b>	15,7	25,6	63,8	109,0	141,9	159,4
<b>1989</b>	14,6	25,5	53,9	76,3	96,9	126,6
<b>1990</b>	14,9	20,9	38,9	62,5	74,6	107,9
<b>1991</b>	14,0	25,6	53,8	78,6	125,3	234,2
<b>1992</b>	20,2	34,5	62,1	119,1	152,3	210,4
<b>1993</b>	17,4	20,2	43,1	60,0	64,3	106,2
<b>1994</b>	18,6	30,0	67,5	99,9	101,5	101,5
<b>1995</b>	17,0	26,9	50,3	76,3	87,6	118,0
<b>1996</b>	16,0	23,2	49,3	68,9	77,9	109,5
<b>1997</b>	12,2	20,0	46,4	53,4	79,9	129,3
<b>1998</b>	10,8	18,9	47,9	78,4	129,8	134,3
<b>1999</b>	12,4	21,8	50,0	67,0	102,1	164,1
<b>2000</b>	20,2	33,0	74,3	96,5	104,4	150,9
<b>2001</b>	19,8	29,4	68,5	99,4	152,6	165,2
<b>2002</b>	23,4	36,6	86,0	104,7	134,1	156,0

Fuente: Elaboración propia en base a la información proporcionada por la D.G.A. VII Región.

**Tabla N° 5:** Alturas máximas de precipitación anuales (mm) para cada duración (h). Estación Potrero Grande.

<b>ALTURAS MÁXIMAS DE PRECIPITACIÓN (mm), ESTACIÓN POTRERO GRANDE</b>						
<b>Año</b>	<b>Duración en horas</b>					
	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>6</b>	<b>12</b>	<b>24</b>	<b>48</b>
<b>1988</b>	11,4	19,6	48,9	75,3	97,0	99,0
<b>1989</b>	13,6	20,5	38,6	63,6	84,6	132,4
<b>1990</b>	10,5	18,4	38,2	51,9	63,8	69,6
<b>1991</b>	14,0	20,6	49,8	81,4	97,6	141,5
<b>1992</b>	24,8	35,5	74,5	94,7	141,6	176,4
<b>1993</b>	16,5	23,5	38,5	51,6	81,5	95,4
<b>1994</b>	19,0	34,0	69,7	104,7	127,4	127,4
<b>1995</b>	15,9	23,4	37,4	54,4	54,4	57,0
<b>1996</b>	13,0	16,5	23,5	33,7	33,7	33,7
<b>1997</b>	10,0	17,2	25,6	34,9	44,8	73,0
<b>1998</b>	10,8	16,2	32,7	37,5	73,0	80,3
<b>1999</b>	15,5	20,8	48,9	55,6	57,4	64,5
<b>2000</b>	25,7	39,0	75,5	100,9	112,3	194,0
<b>2001</b>	18,0	34,2	59,7	85,7	148,1	159,7
<b>2002</b>	17,0	26,6	57,3	81,1	146,8	202,4

Fuente: Elaboración propia en base a la información proporcionada por la D.G.A. VII Región.

**Tabla N° 6:** Alturas máximas de precipitación anuales (mm) para cada duración (h). Estación Los Queñes.

<b>ALTURAS MÁXIMAS DE PRECIPITACIÓN (mm), ESTACIÓN LOS QUEÑES</b>						
<b>Año</b>	<b>Duración en horas</b>					
	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>6</b>	<b>12</b>	<b>24</b>	<b>48</b>
1988	14,5	20,5	51,5	61,0	74,1	94,0
1989	11,4	16,3	25,7	32,0	54,2	62,8
1990	13,7	23,5	39,8	52,9	61,0	79,0
1991	22,4	25,4	55,1	67,1	111,6	136,6
1992	14,7	24,5	41,3	56,6	86,7	108,3
1993	15,9	27,7	47,2	68,9	100,7	124,0
1994	14,1	22,1	50,6	63,9	89,8	128,3
1995	10,2	19,8	38,4	71,5	100,2	116,5
1996	10,0	17,0	28,4	43,6	63,2	64,9
1997	20,7	25,4	53,6	97,6	126,7	69,0
1998	9,8	14,3	27,2	47,2	55,6	63,5
1999	14,0	19,6	51,8	86,3	117,9	148,9
2000	25,2	43,3	73,5	115,2	115,2	189,8
2001	17,2	26,8	51,8	86,6	154,0	176,7
2002	19,3	25,0	49,0	80,4	100,0	123,6

Fuente: Elaboración propia en base a la información proporcionada por la D.G.A. VII Región.

**Tabla N° 7:** Alturas máximas de precipitación anuales (mm) para cada duración (h). Estación San Manuel.

<b>ALTURAS MÁXIMAS DE PRECIPITACIÓN (mm), ESTACIÓN SAN MANUEL</b>						
<b>Año</b>	<b>Duración en horas</b>					
	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>6</b>	<b>12</b>	<b>24</b>	<b>48</b>
1996	18,8	19,9	42,0	52,8	95,1	113,3
1996	14,9	19,9	35,9	43,6	90,1	105,9
1997	12,9	24,3	47,1	94,0	128,3	169,9
1997	7,1	24,1	43,4	58,8	149,0	179,8
1998	13,0	18,8	31,5	52,1	53,6	60,4
1998	23,0	17,9	40,6	42,3	54,6	78,6
1999	10,0	16,0	37,6	70,7	104,3	131,0
1999	10,5	17,2	34,5	66,0	81,9	135,6
2000	13,6	18,0	59,2	79,6	80,0	97,7
2000	12,5	33,4	34,9	52,0	65,8	97,2
2001	22,6	16,8	31,7	53,4	61,6	85,1
2001	16,1	17,1	41,3	42,4	59,0	75,7
2002	13,3	35,7	75,7	117,8	183,0	183,8
2002	13,0	28,2	53,7	84,7	129,8	191,6

Fuente: Elaboración propia en base a la información proporcionada por la D.G.A. VII Región.

**Tabla N° 8:** Alturas máximas de precipitación anuales (mm) para cada duración (h). Estación Embalse Digua.

<b>ALTURAS MÁXIMAS DE PRECIPITACIÓN (mm), ESTACIÓN EMBALSE DIGUA</b>						
<b>Año</b>	<b>Duración en horas</b>					
	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>6</b>	<b>12</b>	<b>24</b>	<b>48</b>
1988	19,6	29,4	47,6	64,4	88,1	116,6
1989	12,1	20,0	39,2	54,6	70,8	91,6
1990	20,0	25,4	41,4	51,7	61,0	91,4
1991	14,4	19,3	47,6	78,5	126,2	186,1
1992	25,8	40,3	103,9	144,9	193,8	235,6
1993	15,3	18,2	33,4	35,9	53,7	71,0
1994	11,9	18,3	41,7	57,3	59,6	98,4
1995	15,6	25,7	43,1	67,7	79,7	79,7
1996	15,8	23,9	49,2	57,3	59,8	117,4
1997	19,6	24,1	35,4	54,4	94,0	134,4
1998	13,0	19,1	32,1	32,2	41,5	46,5
1999	11,5	22,0	36,2	56,6	88,9	114,9
2000	18,2	28,4	58,4	86,2	123,8	185,3
2001	14,5	29,4	37,0	64,9	95,6	115,9
2002	25,1	37,0	52,0	85,2	105,2	120,1

Fuente: Elaboración propia en base a la información proporcionada por la D.G.A. VII Región.

**Tabla N° 9:** Alturas máximas de precipitación anuales (mm) para cada duración (h). Estación San Javier.

<b>ALTURAS MÁXIMAS DE PRECIPITACIÓN (mm), ESTACIÓN SAN JAVIER</b>						
<b>Año</b>	<b>Duración en horas</b>					
	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>6</b>	<b>12</b>	<b>24</b>	<b>48</b>
1988	13,4	14,4	23,8	31,9	35,0	46,3
1989	11,4	17,3	28,6	34,4	41,1	63,5
1990	11,5	16,6	32,8	43,5	52,9	62,3
1991	7,0	13,2	19,7	19,7	22,2	32,9
1992	7,3	10,0	15,5	19,6	19,6	19,8
1993	8,0	11,8	23,3	29,0	30,0	30,0
1994	7,0	10,9	18,4	20,7	20,7	21,2
1995	8,6	13,1	20,0	20,3	20,3	20,3
1996	9,8	11,5	19,4	20,1	20,1	20,1
1997	14,0	15,5	24,0	30,0	47,8	67,0
1998	10,9	14,2	26,4	32,5	40,6	40,6
1999	14,2	20,2	31,1	48,9	82,5	104,0
2000	10,0	17,6	34,3	39,2	53,2	97,5
2001	11,8	14,0	26,1	30,7	35,7	39,9
2002	10,9	13,4	28,9	36,4	72,9	108,9

Fuente: Elaboración propia en base a la información proporcionada por la D.G.A. VII Región.

**5.2. Cálculo de las intensidades anuales máximas en mm/h, para cada una de las seis estaciones en estudio.**

A partir de la información obtenida en la etapa anterior, se procedió a dividir cada altura máxima de precipitación por su respectiva duración, de tal forma de obtener intensidades máximas de precipitación en mm/h. En las tablas N° 10, 11, 12, 13, 14 y 15, se dan a conocer dichos valores, además de sus respectivos promedios y desviaciones estándar (todos los valores están aproximados a un decimal).

**Tabla N° 10: Intensidades máximas de precipitación anuales (mm/h), válidas para cada duración (h). Estación Embalse Ancoa.**

<b>INTENSIDADES MÁXIMAS DE PRECIPITACIÓN (mm/h), ESTACIÓN EMBALSE ANCOA</b>						
<b>Año</b>	<b>Duraciones en horas</b>					
	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>6</b>	<b>12</b>	<b>24</b>	<b>48</b>
<b>1988</b>	15,7	12,8	10,6	9,1	5,9	3,3
<b>1989</b>	14,6	12,8	9,0	6,4	4,0	2,6
<b>1990</b>	14,9	10,5	6,5	5,2	3,1	2,2
<b>1991</b>	14,0	12,8	9,0	6,6	5,2	4,9
<b>1992</b>	20,2	17,3	10,4	9,9	6,3	4,4
<b>1993</b>	17,4	10,1	7,2	5,0	2,7	2,2
<b>1994</b>	18,6	15,0	11,3	8,3	4,2	2,1
<b>1995</b>	17,0	13,5	8,4	6,4	3,7	2,5
<b>1996</b>	16,0	11,6	8,2	5,7	3,2	2,3
<b>1997</b>	12,2	10,0	7,7	4,5	3,3	2,7
<b>1998</b>	10,8	9,5	8,0	6,5	5,4	2,8
<b>1999</b>	12,4	10,9	8,3	5,6	4,3	3,4
<b>2000</b>	20,2	16,5	12,4	8,0	4,4	3,1
<b>2001</b>	19,8	14,7	11,4	8,3	6,4	3,4
<b>2002</b>	23,4	18,3	14,3	8,7	5,6	3,3
<b>Promedio</b>	<b>16,5</b>	<b>13,1</b>	<b>9,5</b>	<b>6,9</b>	<b>4,5</b>	<b>3,0</b>
<b>Desviación Estándar</b>	<b>3,5</b>	<b>2,8</b>	<b>2,2</b>	<b>1,7</b>	<b>1,2</b>	<b>0,8</b>

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 11:** Intensidades máximas de precipitación anuales (mm/h), válidas para cada duración (h). Estación Potrero Grande.

<b>INTENSIDADES MÁXIMAS DE PRECIPITACIÓN (mm/h), ESTACIÓN POTRERO GRANDE</b>						
<b>Año</b>	<b>Duraciones en horas</b>					
	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>6</b>	<b>12</b>	<b>24</b>	<b>48</b>
1988	11,4	9,8	8,2	6,3	4,0	2,1
1989	13,6	10,3	6,4	5,3	3,5	2,8
1990	10,5	9,2	4,9	4,3	2,7	1,5
1991	14,0	10,3	8,3	6,8	4,1	2,9
1992	24,8	17,8	12,4	7,9	5,9	3,7
1993	16,5	11,8	6,4	4,3	3,4	2,0
1994	19,0	17,0	11,6	8,7	5,3	2,7
1995	15,9	11,7	6,2	4,5	2,3	1,2
1996	13,0	8,3	3,9	2,8	1,4	0,7
1997	10,0	8,6	4,3	2,9	1,9	1,5
1998	10,8	8,1	5,5	3,1	3,0	1,7
1999	15,5	10,4	8,2	4,6	2,4	1,3
2000	25,7	19,5	12,6	8,4	4,7	4,0
2001	18,0	17,1	10,0	7,1	6,2	3,3
2002	17,0	13,3	9,6	6,8	6,1	4,2
<b>Promedio</b>	<b>15,7</b>	<b>12,2</b>	<b>7,9</b>	<b>5,6</b>	<b>3,8</b>	<b>2,4</b>
<b>Desviación Estándar</b>	<b>4,8</b>	<b>3,8</b>	<b>2,9</b>	<b>2,0</b>	<b>1,6</b>	<b>1,1</b>

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 12:** Intensidades máximas de precipitación anuales (mm/h), válidas para cada duración (h). Estación Los Queñes.

<b>INTENSIDADES MÁXIMAS DE PRECIPITACIÓN (mm/h), ESTACIÓN LOS QUEÑES</b>						
<b>Año</b>	<b>Duraciones en horas</b>					
	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>6</b>	<b>12</b>	<b>24</b>	<b>48</b>
1988	14,5	10,3	8,6	5,1	3,1	2,0
1989	11,4	8,2	4,3	2,7	2,3	1,3
1990	13,7	11,8	6,6	4,4	2,5	1,6
1991	22,4	12,7	9,2	5,6	4,7	2,8
1992	14,7	12,3	6,9	4,7	3,6	2,3
1993	15,9	13,9	7,9	5,7	4,2	2,6
1994	14,1	11,1	8,4	5,3	3,7	2,7
1995	10,2	9,9	6,4	6,0	4,2	2,4
1996	10,0	8,5	4,7	3,6	2,6	1,4
1997	20,7	12,7	8,9	8,1	5,3	4,5
1998	9,8	7,2	4,5	3,9	2,3	1,4
1999	14,0	9,8	8,6	7,2	4,9	3,1
2000	25,2	21,7	12,3	9,6	4,8	4,0
2001	17,2	13,4	8,6	7,2	6,4	3,7
2002	19,3	12,5	8,2	6,7	4,2	2,6
<b>Promedio</b>	<b>15,5</b>	<b>11,7</b>	<b>7,6</b>	<b>5,7</b>	<b>3,9</b>	<b>2,6</b>
<b>Desviación Estándar</b>	<b>4,7</b>	<b>3,4</b>	<b>2,1</b>	<b>1,8</b>	<b>1,2</b>	<b>1,0</b>

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 13:** Intensidades máximas de precipitación anuales (mm/h), válidas para cada duración (h). Estación San Manuel.

<b>INTENSIDADES MÁXIMAS DE PRECIPITACIÓN (mm/h), ESTACIÓN SAN MANUEL</b>						
<b>Año</b>	<b>Duraciones en horas</b>					
	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>6</b>	<b>12</b>	<b>24</b>	<b>48</b>
<b>1996</b>	18,8	10,0	7,0	4,4	4,0	2,4
<b>1996</b>	14,9	10,0	6,0	3,6	3,8	2,2
<b>1997</b>	12,9	12,2	7,9	7,8	5,3	3,5
<b>1997</b>	7,1	12,1	7,2	4,9	6,2	3,7
<b>1998</b>	13,0	9,4	5,3	4,3	2,2	1,3
<b>1998</b>	23,0	9,0	6,8	3,5	2,3	1,6
<b>1999</b>	10,0	8,0	6,3	5,9	4,3	2,7
<b>1999</b>	10,5	8,6	5,8	5,5	3,4	2,8
<b>2000</b>	13,6	9,0	9,9	6,6	3,3	2,0
<b>2000</b>	12,5	16,7	5,8	4,3	2,7	2,0
<b>2001</b>	22,6	8,4	5,3	4,5	2,6	1,8
<b>2001</b>	16,1	8,6	6,9	3,5	2,5	1,6
<b>2002</b>	13,3	17,9	12,6	9,8	7,6	3,8
<b>2002</b>	13,0	14,1	9,0	7,1	5,4	4,0
<b>Promedio</b>	<b>14,4</b>	<b>11,0</b>	<b>7,3</b>	<b>5,4</b>	<b>4,0</b>	<b>2,5</b>
<b>Desviación Estándar</b>	<b>4,5</b>	<b>3,2</b>	<b>2,0</b>	<b>1,9</b>	<b>1,6</b>	<b>0,9</b>

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 14:** Intensidades máximas de precipitación anuales (mm/h), válidas para cada duración (h). Estación Embalse Digua.

<b>INTENSIDADES MÁXIMAS DE PRECIPITACIÓN (mm/h), ESTACIÓN EMBALSE DIGUA</b>						
<b>Año</b>	<b>Duraciones en horas</b>					
	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>6</b>	<b>12</b>	<b>24</b>	<b>48</b>
<b>1988</b>	19,6	14,7	7,9	5,4	3,7	2,4
<b>1989</b>	12,1	10,0	6,5	4,6	3,0	1,9
<b>1990</b>	20,0	12,7	6,9	4,3	2,5	1,9
<b>1991</b>	14,4	9,7	7,9	6,5	5,3	3,9
<b>1992</b>	25,8	20,2	17,3	12,1	8,1	4,9
<b>1993</b>	15,3	9,1	5,6	3,0	2,2	1,5
<b>1994</b>	11,9	9,2	7,0	4,8	2,5	2,1
<b>1995</b>	15,6	12,9	7,2	5,6	3,3	1,7
<b>1996</b>	15,8	12,0	8,2	4,8	2,5	2,4
<b>1997</b>	19,6	12,1	5,9	4,5	3,9	2,8
<b>1998</b>	13,0	9,6	5,4	2,7	1,7	1,0
<b>1999</b>	11,5	11,0	6,0	4,7	3,7	2,4
<b>2000</b>	18,2	14,2	9,7	7,2	5,2	3,9
<b>2001</b>	14,5	14,7	6,2	5,4	4,0	2,4
<b>2002</b>	25,1	18,5	8,7	7,1	4,4	2,6
<b>Promedio</b>	<b>16,8</b>	<b>12,7</b>	<b>7,8</b>	<b>5,5</b>	<b>3,7</b>	<b>2,5</b>
<b>Desviación Estándar</b>	<b>4,5</b>	<b>3,3</b>	<b>2,9</b>	<b>2,2</b>	<b>1,6</b>	<b>1,0</b>

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 15:** Intensidades máximas de precipitación anuales (mm/h), válidas para cada duración (h). Estación San Javier.

<b>INTENSIDADES MÁXIMAS DE PRECIPITACIÓN (mm/h), ESTACIÓN SAN JAVIER</b>						
<b>Año</b>	<b>Duraciones en horas</b>					
	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>6</b>	<b>12</b>	<b>24</b>	<b>48</b>
<b>1988</b>	13,4	7,2	4,0	2,9	1,5	1,0
<b>1989</b>	11,4	8,7	4,8	3,0	2,2	1,3
<b>1990</b>	11,5	8,3	5,5	3,6	2,5	1,4
<b>1991</b>	7,0	6,6	3,3	1,6	1,2	0,7
<b>1992</b>	7,3	5,0	2,6	1,6	0,8	0,4
<b>1993</b>	8,0	5,9	3,9	2,4	1,3	0,6
<b>1994</b>	7,0	5,5	3,1	1,7	0,9	0,4
<b>1995</b>	8,6	6,6	3,3	1,7	0,8	0,4
<b>1996</b>	9,8	5,8	3,2	1,7	0,8	0,4
<b>1997</b>	14,0	7,8	4,0	2,8	2,0	1,4
<b>1998</b>	10,9	7,1	4,4	3,2	1,7	0,8
<b>1999</b>	14,2	10,1	5,2	4,1	3,4	2,2
<b>2000</b>	10,0	8,8	5,7	3,3	2,2	2,2
<b>2001</b>	11,8	7,0	4,4	2,6	1,5	0,8
<b>2002</b>	10,9	6,7	4,8	3,0	3,0	2,3
<b>Promedio</b>	<b>10,4</b>	<b>7,1</b>	<b>4,1</b>	<b>2,6</b>	<b>1,7</b>	<b>1,1</b>
<b>Desviación Estándar</b>	<b>2,4</b>	<b>1,4</b>	<b>0,9</b>	<b>0,8</b>	<b>0,8</b>	<b>0,7</b>

Fuente: Elaboración propia.

### 5.3. Ajuste de los datos a una función de distribución de probabilidad de Gumbel.

De acuerdo a los valores máximos de intensidad de precipitación obtenidos en la fase anterior, se ajustó en cada estación una función de distribución de probabilidad de Gumbel correspondiente a cada duración en estudio. Posteriormente, se le aplicaron dos pruebas de bondad de ajuste, el Coeficiente de Determinación  $R^2$  y el test de Kolmogorov – Smirnov.

#### 5.3.1. Parámetros calculados para la función distribución de probabilidad de Gumbel.

En las Tablas N° 16 y 17, se muestran los parámetros  $\mu$  y  $\sigma$  ajustados en cada estación.

**Tabla N° 16:** Parámetros estimados de la función de Gumbel por estación y por duración (horas). Estaciones: Embalse Ancoa, Potrero Grande y Los Queñes.

Estación	Embalse Ancoa		Potrero Grande		Los Queñes	
	$\mu$	$\sigma$	$\mu$	$\sigma$	$\mu$	$\sigma$
1	14,9005	0,3654	13,5684	0,2691	13,4465	0,2757
2	11,8174	0,4608	10,4838	0,3363	10,1740	0,3766
6	8,5383	0,5947	6,6032	0,4486	6,6659	0,6114
12	6,1946	0,7698	4,7024	0,6462	4,9067	0,7039
24	3,9676	1,0556	3,0824	0,8170	3,3775	1,0656
48	2,6571	1,5959	1,8751	1,1668	2,1205	1,3366

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 17:** Parámetros estimados de la función de Gumbel por estación y por duración (horas). Estaciones: San Manuel, Embalse Digua y San Javier.

Estación	San Manuel		Embalse Digua		San Javier	
	$\mu$	$\sigma$	$\mu$	$\sigma$	$\mu$	$\sigma$
1	12,3536	0,2850	14,8064	0,2857	9,2888	0,5257
2	9,5413	0,4026	11,1841	0,3850	6,4952	0,9189
6	6,3333	0,6289	6,4450	0,4397	3,7166	1,3742
12	4,5854	0,6934	4,5116	0,5781	2,2634	1,6086
24	3,2392	0,7829	3,0124	0,8078	1,3525	1,5657
48	2,1254	1,3952	2,0518	1,2530	0,7957	1,9143

Fuente: Elaboración propia.

### 5.3.2. Determinación de pruebas de bondad de ajuste para la función de Gumbel.

#### 5.3.2.1. Coeficiente de determinación $R^2$ .

Los valores obtenidos para el coeficiente de determinación  $R^2$ , una vez ajustada la función de Gumbel, fueron los siguientes (Tablas N° 18 y 19).

**Tabla N° 18:** Coeficientes de determinación  $R^2$  para cada duración (horas). Estaciones: Embalse Ancoa, Potrero Grande y Los Queñes.

Estación	Embalse Ancoa	Potrero Grande	Los Queñes
Duración	$R^2$	$R^2$	$R^2$
1	0,984	0,986	0,974
2	0,978	0,948	0,962
6	0,973	0,977	0,931
12	0,972	0,962	0,986
24	0,977	0,958	0,969
48	0,982	0,976	0,976

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 19:** Coeficientes de determinación  $R^2$  para cada duración (horas). Estaciones: San Manuel, Embalse Digua y San Javier.

Estación	San Manuel	Embalse Digua	San Javier
Duración	$R^2$	$R^2$	$R^2$
1	0,949	0,977	0,953
2	0,916	0,977	0,985
6	0,966	0,939	0,971
12	0,963	0,939	0,944
24	0,977	0,982	0,967
48	0,971	0,963	0,963

Fuente: Elaboración propia.

### 5.3.2.2. Test de Kolmogorov – Smirnov.

La segunda prueba de bondad de ajuste realizada al ajuste de la función de Gumbel, fue el test de Kolmogorov – Smirnov; ésta presentó los resultados que se aprecian en las Tablas N° 20 y 21.

**Tabla N° 20:** Test de Kolmogorov - Smirnov correspondiente a cada estación y duración (horas). Estaciones: Embalse Ancoa, Potrero Grande y Los Queñes.

Estación	Embalse Ancoa Dt = 0,328		Potrero Grande Dt = 0,328		Los Queñes Dt = 0,328	
	Dc	Ajuste	Dc	Ajuste	Dc	Ajuste
1	0,105	A	0,083	A	0,101	A
2	0,097	A	0,144	A	0,097	A
6	0,103	A	0,107	A	0,149	A
12	0,132	A	0,142	A	0,086	A
24	0,167	A	0,100	A	0,159	A
48	0,104	A	0,106	A	0,126	A

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 21:** Test de Kolmogorov - Smirnov correspondiente a cada estación y duración (horas). Estaciones: San Manuel, Embalse Digua y San Javier.

Estación	San Manuel Dt = 0,338		Embalse Digua Dt = 0,328		San Javier Dt = 0,328	
	Dc	Ajuste	Dc	Ajuste	Dc	Ajuste
1	0,117	A	0,091	A	0,151	A
2	0,172	A	0,106	A	0,077	A
6	0,099	A	0,136	A	0,129	A
12	0,133	A	0,15	A	0,219	A
24	0,105	A	0,081	A	0,171	A
48	0,134	A	0,089	A	0,11	A

Fuente: Elaboración propia.

Donde:

A : El modelo es aceptado.

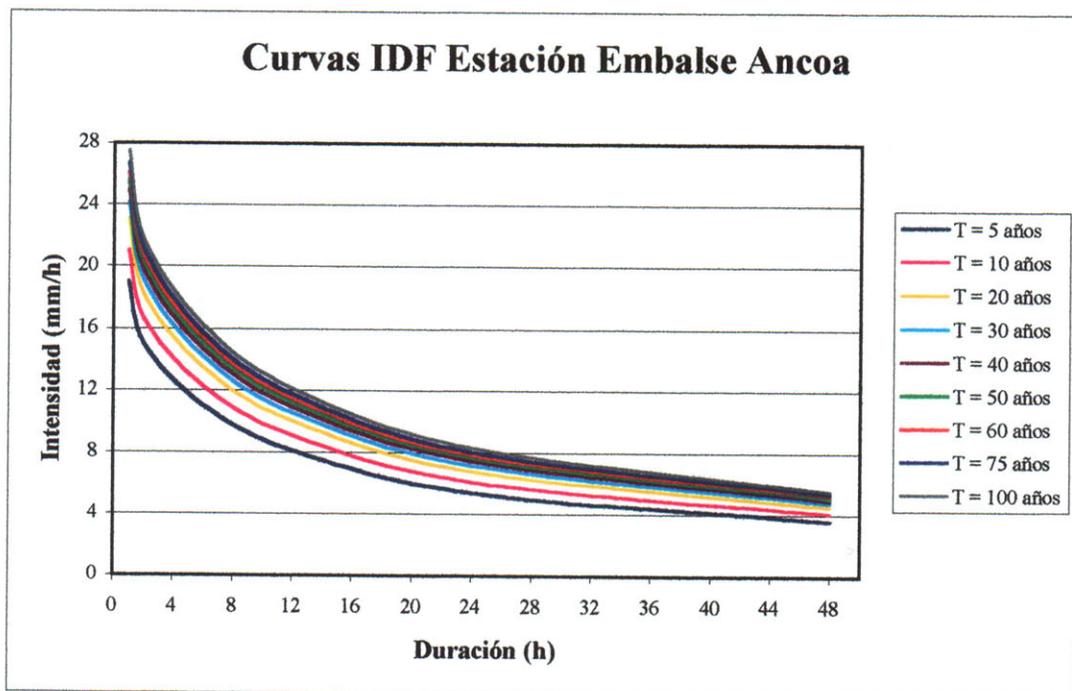
Dc: Estadístico de Kolmogorov – Smirnov calculado.

Dt: Estadístico de Kolmogorov – Smirnov de tabla (95% de confianza).

#### 5.4. Resultado gráfico de las Curvas IDF, para las seis estaciones pluviográficas en estudio.

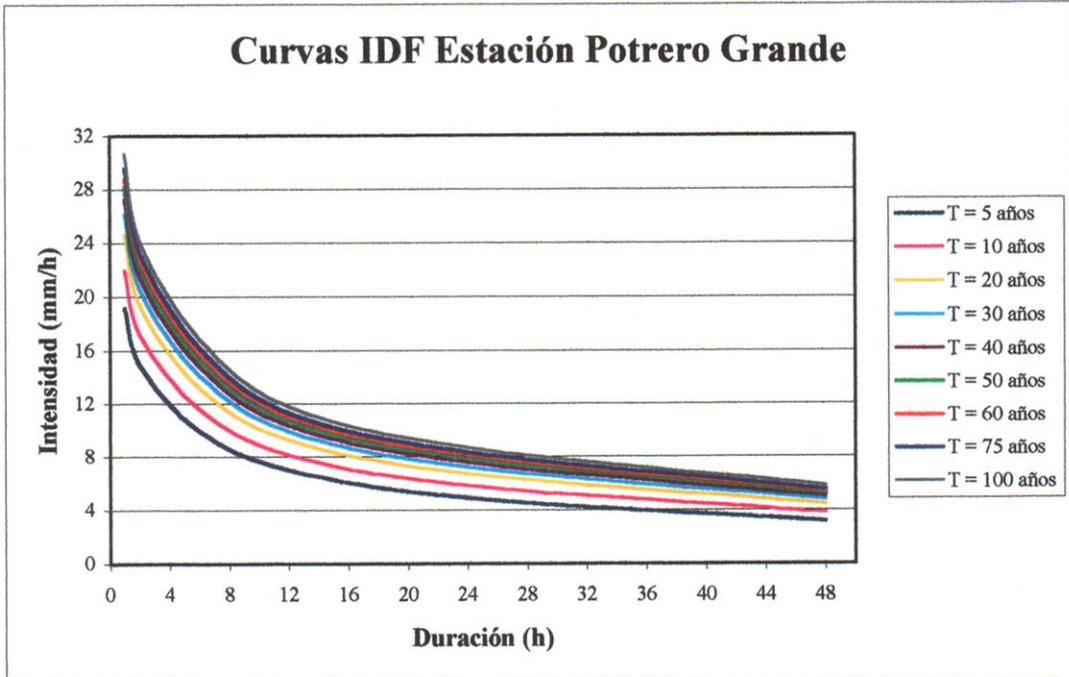
A continuación, en los Gráficos N° 1, 2, 3, 4, 5 y 6, se muestran las Curvas IDF diseñadas en cada estación en estudio.

**Gráfico N° 1: Curvas IDF Estación Embalse Ancoa.**



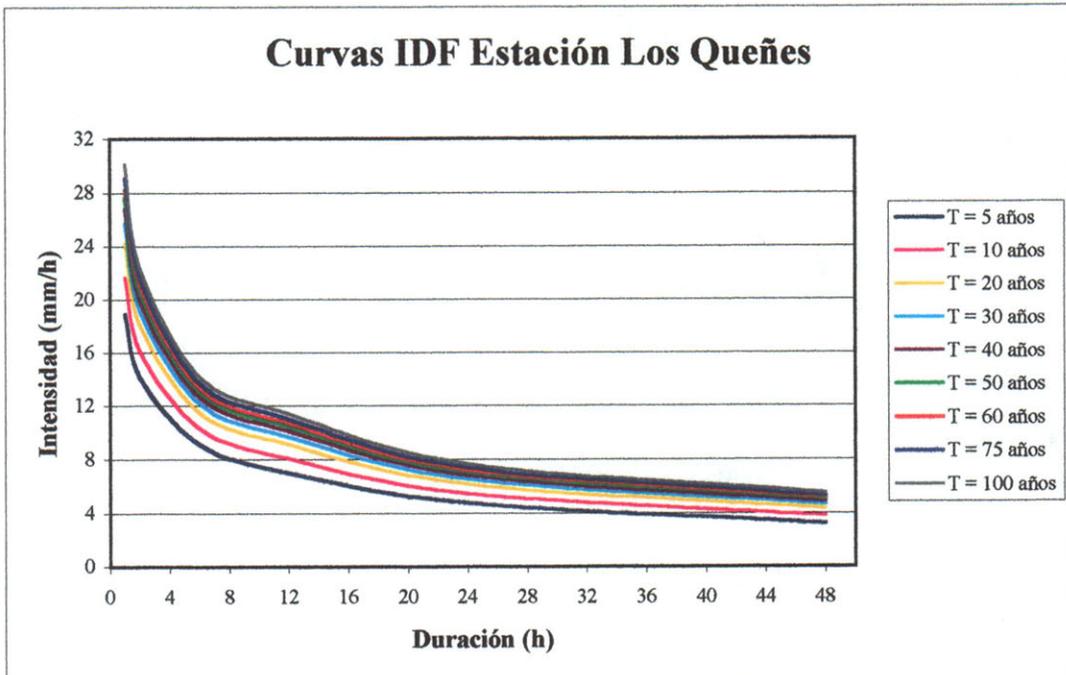
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico N° 2: Curvas IDF Estación Potrero Grande.**



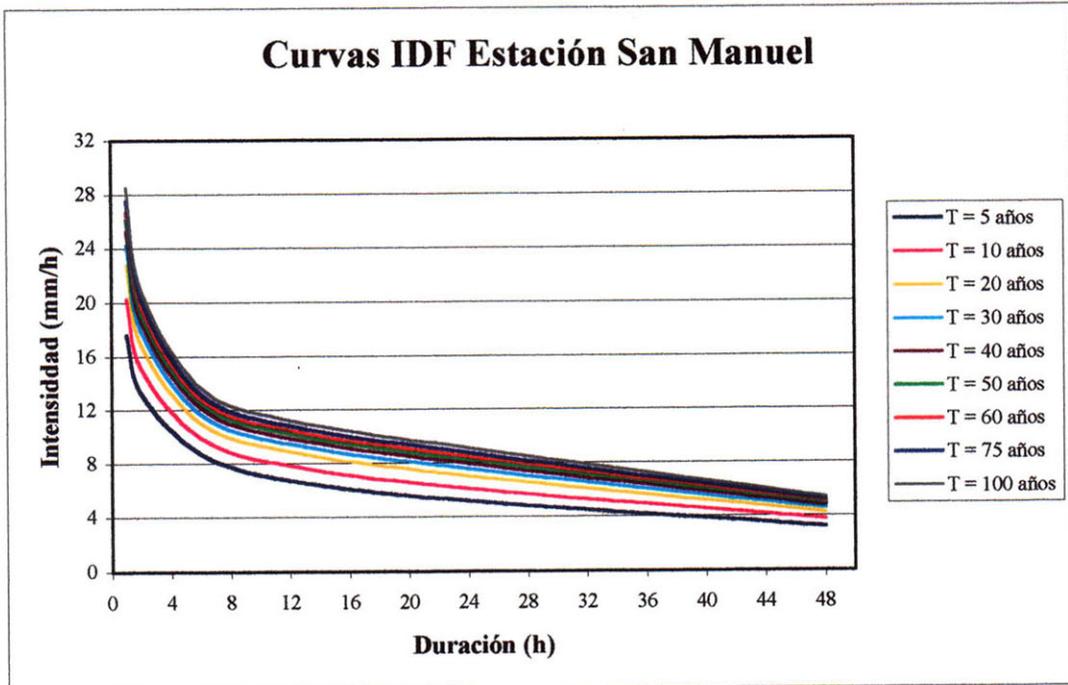
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico N° 3: Curvas IDF Estación Los Queñes.**



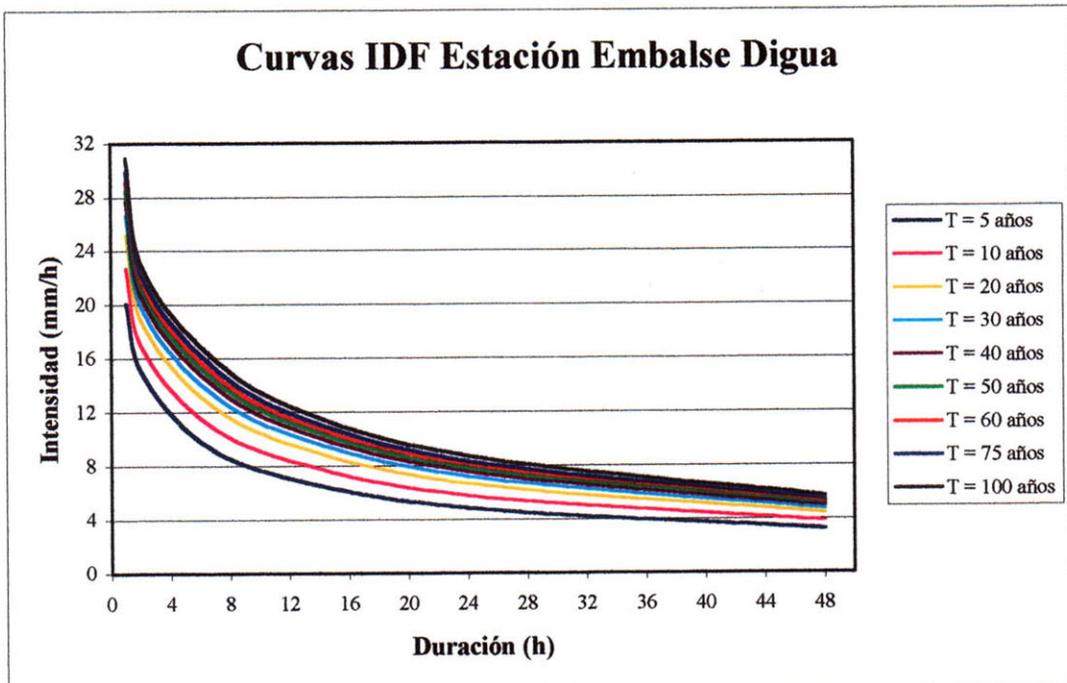
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico N° 4:** Curvas IDF Estación San Manuel.



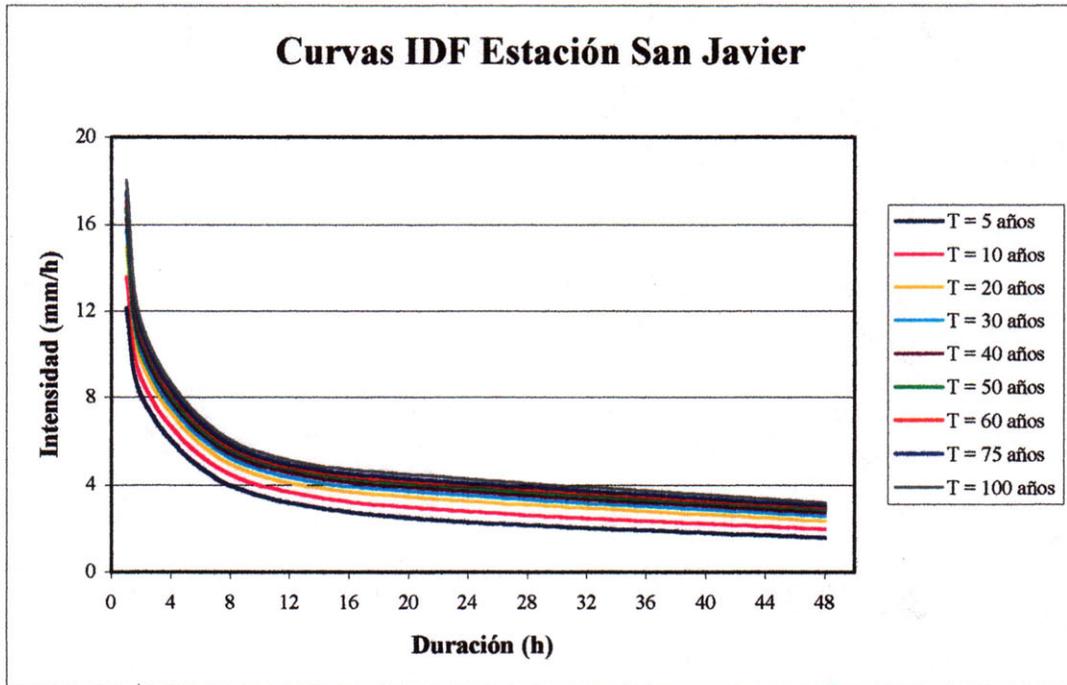
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico N° 5:** Curvas IDF Estación Embalse Digua.



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico N° 6:** Curvas IDF Estación San Javier.



Fuente: Elaboración propia.

### 5.5. Determinación de las tablas de uso práctico.

Como una forma de entregar información de manera más clara y fácil de utilizar por parte de investigadores, a continuación se presentan el cálculo del factor  $k$ , para el uso de tablas de uso práctico.

En este marco, las Tablas N° 22, 23, 24, 25, 26 y 27, proporcionan información relacionada a intensidades máximas de precipitación esperables a una determinada duración (horas) y a un correspondiente período de retorno ( $T =$  años).

**Tabla N° 22:** Intensidades de precipitación (mm/h) asociadas a distintos períodos de retorno (años) y duraciones (horas). Estación Embalse Ancoa.

Intensidad de precipitación para cada duración y período de retorno: Estación Embalse Ancoa									
Duración	T = 5	T = 10	T = 20	T = 30	T = 40	T = 50	T = 60	T = 75	T = 100
1	19,004	21,058	23,028	24,161	24,960	25,578	26,081	26,697	27,489
2	15,072	16,701	18,263	19,163	19,795	20,285	20,684	21,172	21,800
6	11,060	12,322	13,533	14,229	14,720	15,099	15,409	15,787	16,273
12	8,143	9,118	10,053	10,591	10,970	11,263	11,502	11,794	12,170
24	5,389	6,099	6,781	7,174	7,450	7,664	7,838	8,051	8,326
48	3,597	4,067	4,518	4,778	4,961	5,102	5,217	5,358	5,539

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 23:** Intensidades de precipitación (mm/h) asociadas a distintos períodos de retorno (años) y duraciones (horas). Estación Potrero Grande.

Intensidad de precipitación para cada duración y período de retorno: Estación Potrero Grande									
Duración	T = 5	T = 10	T = 20	T = 30	T = 40	T = 50	T = 60	T = 75	T = 100
1	19,142	21,931	24,606	26,145	27,229	28,068	28,752	29,588	30,663
2	14,94	17,175	19,315	20,546	21,414	22,085	22,632	23,301	24,161
6	9,947	11,62	13,225	14,148	14,798	15,302	15,712	16,213	16,859
12	7,023	8,185	9,298	9,939	10,391	10,74	11,025	11,373	11,821
24	4,918	5,837	6,718	7,225	7,582	7,858	8,083	8,359	8,713
48	3,161	3,804	4,421	4,776	5,029	5,219	5,377	5,569	5,818

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 24:** Intensidades de precipitación (mm/h) asociadas a distintos períodos de retorno (años) y duraciones (horas). Estación Los Queñes.

<b>Intensidad de precipitación para cada duración y período de retorno: Estación Los Queñes</b>									
<b>Duración</b>	<b>T = 5</b>	<b>T = 10</b>	<b>T = 20</b>	<b>T = 30</b>	<b>T = 40</b>	<b>T = 50</b>	<b>T = 60</b>	<b>T = 75</b>	<b>T = 100</b>
<b>1</b>	18,887	21,608	24,219	25,721	26,779	27,598	28,265	29,081	30,131
<b>2</b>	14,157	16,149	18,061	16,161	19,935	20,535	21,023	21,621	22,389
<b>6</b>	9,119	10,347	11,524	12,201	12,678	13,048	13,348	13,717	14,189
<b>12</b>	7,038	8,104	9,126	9,714	10,129	10,449	10,711	11,031	11,442
<b>24</b>	4,785	5,489	6,115	6,553	6,827	7,039	7,211	7,423	7,694
<b>48</b>	3,243	3,804	4,343	4,652	4,870	5,039	5,177	5,346	5,562

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 25:** Intensidades de precipitación (mm/h) asociadas a distintos períodos de retorno (años) y duraciones (horas). Estación San Manuel.

<b>Intensidad de precipitación para cada duración y período de retorno: Estación San Manuel</b>									
<b>Duración</b>	<b>T = 5</b>	<b>T = 10</b>	<b>T = 20</b>	<b>T = 30</b>	<b>T = 40</b>	<b>T = 50</b>	<b>T = 60</b>	<b>T = 75</b>	<b>T = 100</b>
<b>1</b>	17,616	20,248	22,74	24,226	25,250	26,042	26,687	27,477	28,492
<b>2</b>	13,267	15,131	16,919	17,947	18,672	19,233	19,690	20,249	20,967
<b>6</b>	8,718	9,912	11,056	11,175	12,179	12,538	12,830	13,188	13,648
<b>12</b>	6,749	7,831	8,869	9,466	9,887	10,213	10,47	10,802	11,219
<b>24</b>	5,155	6,114	7,033	7,562	7,934	8,223	8,458	8,745	9,115
<b>48</b>	3,205	3,738	4,254	4,551	4,760	4,922	5,054	5,215	5,423

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 26:** Intensidades de precipitación (mm/h) asociadas a distintos períodos de retorno (años) y duraciones (horas). Estación Embalse Digua.

<b>Intensidad de precipitación para cada duración y período de retorno: Estación Embalse Digua</b>									
<b>Duración</b>	<b>T = 5</b>	<b>T = 10</b>	<b>T = 20</b>	<b>T = 30</b>	<b>T = 40</b>	<b>T = 50</b>	<b>T = 60</b>	<b>T = 75</b>	<b>T = 100</b>
<b>1</b>	20,056	22,683	25,202	26,652	27,67	28,464	29,108	29,895	30,908
<b>2</b>	15,08	17,029	18,999	19,974	20,733	21,319	21,797	22,381	23,132
<b>6</b>	9,856	11,563	13,2	14,142	14,806	15,319	15,738	16,249	16,908
<b>12</b>	7,106	8,404	9,649	10,365	10,870	11,261	11,579	11,968	12,469
<b>24</b>	4,869	5,798	6,689	7,202	7,563	7,843	8,071	8,349	8,707
<b>48</b>	3,249	3,848	4,422	4,753	4,986	5,166	5,313	5,492	5,723

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 27:** Intensidades de precipitación (mm/h) asociadas a distintos períodos de retorno (años) y duraciones (horas). Estación San Javier.

<b>Intensidad de precipitación para cada duración y período de retorno: Estación San Javier</b>									
<b>Duración</b>	<b>T = 5</b>	<b>T = 10</b>	<b>T = 20</b>	<b>T = 30</b>	<b>T = 40</b>	<b>T = 50</b>	<b>T = 60</b>	<b>T = 75</b>	<b>T = 100</b>
<b>1</b>	12,142	13,569	14,938	15,726	16,28129	16,711	17,06058	17,488	18,039
<b>2</b>	8,128	8,944	9,728	10,178	10,49594	10,742	10,94181	11,186	11,501
<b>6</b>	4,808	5,354	5,878	6,179	6,391654	6,556	6,689774	6,853	7,064
<b>12</b>	3,196	3,662	4,109	4,367	4,548811	4,689	4,803514	4,943	5,123
<b>24</b>	2,31	2,789	3,249	3,512	3,700428	3,845	3,962102	4,106	4,291
<b>48</b>	1,579	1,971	2,347	2,564	2,716085	2,834	2,930105	3,048	3,199

Fuente: Elaboración propia.

A partir de la información anterior, en las Tablas N° 28, 29, 30, 31, 32 y 33, se presenta el parámetro  $k$  asociado a cada estación en estudio; éste permite extrapolar información hacia zonas que sólo presentan pluviómetro. Este procedimiento es muy simple, ya que basta con ponderar una intensidad de precipitación para una duración de 24 horas correspondiente a un lugar sin pluviógrafo, por un factor  $k$  asociado a una duración (horas) y a un período de retorno ( $T =$  años), de tal forma de obtener registros imposibles de obtener en sectores aledaños con similares condiciones de precipitación.

**Tabla N° 28:** Parámetro  $k$  asociado a distintos períodos de retorno (años) y duraciones (horas). Estación Embalse Ancoa.

<b>Parámetro k asociado a cada duración y período de retorno: Estación Embalse Ancoa</b>									
<b>Duración</b>	<b>T = 5</b>	<b>T = 10</b>	<b>T = 20</b>	<b>T = 30</b>	<b>T = 40</b>	<b>T = 50</b>	<b>T = 60</b>	<b>T = 75</b>	<b>T = 100</b>
<b>1</b>	3,526	3,453	3,396	3,368	3,350	3,337	3,327	3,316	3,302
<b>2</b>	2,797	2,738	2,693	2,671	2,657	2,647	2,639	2,630	2,618
<b>6</b>	2,052	2,020	1,996	1,983	1,976	1,970	1,966	1,961	1,954
<b>12</b>	1,511	1,495	1,483	1,476	1,472	1,470	1,467	1,465	1,462
<b>24</b>	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
<b>48</b>	0,667	0,667	0,666	0,666	0,666	0,666	0,666	0,666	0,665

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 29:** Parámetro  $k$  asociado a distintos períodos de retorno (años) y duraciones (horas). Estación Potrero Grande.

<b>Parámetro <math>k</math> asociado a cada duración y período de retorno: Estación Potrero Grande</b>									
<b>Duración</b>	<b>T = 5</b>	<b>T = 10</b>	<b>T = 20</b>	<b>T = 30</b>	<b>T = 40</b>	<b>T = 50</b>	<b>T = 60</b>	<b>T = 75</b>	<b>T = 100</b>
<b>1</b>	3,892	3,757	3,663	3,619	3,591	3,572	3,557	3,540	3,519
<b>2</b>	3,038	2,942	2,875	2,844	2,824	2,811	2,800	2,788	2,773
<b>6</b>	2,023	1,991	1,969	1,958	1,952	1,947	1,944	1,940	1,935
<b>12</b>	1,428	1,402	1,384	1,376	1,370	1,367	1,364	1,361	1,357
<b>24</b>	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
<b>48</b>	0,643	0,652	0,658	0,661	0,663	0,664	0,665	0,666	0,668

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 30:** Parámetro  $k$  asociado a distintos períodos de retorno (años) y duraciones (horas). Estación Los Queñes.

<b>Parámetro <math>k</math> asociado a cada duración y período de retorno: Estación Los Queñes</b>									
<b>Duración</b>	<b>T = 5</b>	<b>T = 10</b>	<b>T = 20</b>	<b>T = 30</b>	<b>T = 40</b>	<b>T = 50</b>	<b>T = 60</b>	<b>T = 75</b>	<b>T = 100</b>
<b>1</b>	3,947	3,937	3,961	3,925	3,922	3,921	3,919	3,918	3,916
<b>2</b>	2,959	2,942	2,954	2,466	2,920	2,917	2,915	2,913	2,910
<b>6</b>	1,906	1,885	1,885	1,862	1,857	1,854	1,851	1,848	1,844
<b>12</b>	1,471	1,476	1,492	1,482	1,484	1,484	1,485	1,486	1,487
<b>24</b>	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
<b>48</b>	0,678	0,693	0,710	0,710	0,713	0,716	0,718	0,720	0,723

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 31:** Parámetro  $k$  asociado a distintos períodos de retorno (años) y duraciones (horas). Estación San Manuel.

<b>Parámetro <math>k</math> asociado a cada duración y período de retorno: Estación San Manuel</b>									
<b>Duración</b>	<b>T = 5</b>	<b>T = 10</b>	<b>T = 20</b>	<b>T = 30</b>	<b>T = 40</b>	<b>T = 50</b>	<b>T = 60</b>	<b>T = 75</b>	<b>T = 100</b>
<b>1</b>	3,417	3,312	3,233	3,204	3,182	3,167	3,155	3,142	3,126
<b>2</b>	2,574	2,475	2,406	2,373	2,353	2,339	2,328	2,315	2,300
<b>6</b>	1,691	1,621	1,572	1,478	1,535	1,525	1,517	1,508	1,497
<b>12</b>	1,309	1,281	1,261	1,252	1,246	1,242	1,239	1,235	1,231
<b>24</b>	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
<b>48</b>	0,622	0,611	0,605	0,602	0,600	0,599	0,598	0,596	0,595

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 32:** Parámetro  $k$  asociado a distintos períodos de retorno (años) y duraciones (horas). Estación Embalse Digua.

Parámetro $k$ asociado a cada duración y período de retorno: Estación Embalse Digua									
Duración	T = 5	T = 10	T = 20	T = 30	T = 40	T = 50	T = 60	T = 75	T = 100
1	4,119	3,912	3,768	3,701	3,659	3,629	3,607	3,581	3,550
2	3,097	2,937	2,840	2,773	2,741	2,718	2,701	2,681	2,657
6	2,024	1,994	1,973	1,964	1,958	1,953	1,950	1,946	1,942
12	1,459	1,449	1,443	1,439	1,437	1,436	1,435	1,433	1,432
24	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
48	0,667	0,664	0,661	0,660	0,659	0,659	0,658	0,658	0,657

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 33:** Parámetro  $k$  asociado a distintos períodos de retorno (años) y duraciones (horas). Estación San Javier.

Parámetro $k$ asociado a cada duración y período de retorno: Estación San Javier									
Duración	T = 5	T = 10	T = 20	T = 30	T = 40	T = 50	T = 60	T = 75	T = 100
1	5,256	4,865	4,598	4,478	4,400	4,346	4,306	4,259	4,204
2	3,519	3,207	2,994	2,898	2,836	2,794	2,762	2,724	2,680
6	2,081	1,920	1,809	1,759	1,727	1,705	1,688	1,669	1,646
12	1,384	1,313	1,265	1,243	1,229	1,220	1,212	1,204	1,194
24	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
48	0,684	0,707	0,722	0,730	0,734	0,737	0,740	0,742	0,746

Fuente: Elaboración propia.

## 5.6. Determinación matemática de las Curvas IDF, para las seis estaciones pluviográficas en estudio.

La segunda forma de diseño de las Curvas IDF, se realizó través de una ecuación matemática; en este caso se utilizó el modelo propuesto por Aparicio (1997). Dicho autor plantea la posibilidad de generar las Curvas IDF a través de un modelo de regresión lineal, de tal forma de contar con mecanismos que permitan extrapolar la información hacia zonas carentes de pluviógrafos y que además cuentan con condiciones similares de precipitación. Como una forma de determinar la calidad del ajuste que presentan dichas funciones, se realizaron dos pruebas de bondad de ajuste: el Coeficiente de Regresión  $R^2$  y la prueba U de Mann – Whitney.

### 5.6.1. Análisis de regresión lineal múltiple.

Cada análisis de regresión fue hecho con la información disponible en las tablas N° 22, 23, 24, 25, 26 y 27, las cuales presentan registros de intensidad de precipitación, duración y períodos de retorno correspondientes a cada estación en estudio; por lo tanto, cada función fue ajustada con 54 datos.

Además, se construyó una séptima función, la cual se denominó estaciones, con la totalidad de los datos de intensidad – duración – período de retorno (270 datos); de tal de forma de obtener un modelo que permita representar todas las estaciones en estudio (para esto se omitió la Estación San Javier, debido a la mala calidad de datos presentados en sus bandas pluviográficas).

#### 5.6.1.1. Modelo de regresión Estación Embalse Ancoa.

Realizado con la información disponible en la Tabla N° 22.

El modelo ajustado es el siguiente (Apéndice I):

$$Y = 1,945680 + 0,132104 X1 - 0,408430 X2 \quad R^2 = 97,45 \% \quad 54 \text{ Datos}$$

**Tabla N° 34:** Análisis de regresión.

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1, X2		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	1,94568	0,0328804	59,1744	0,0000
a1	0,132104	0,0137826	9,58486	0,0000
a2	-0,40843	0,00945919	-43,1782	0,0000

Fuente: Elaboración propia.

Las dójimas de hipótesis planteadas para los coeficientes de regresión (pendiente e intercepto) son las siguientes:

**Décima de hipótesis para las pendientes.**

Ho: Pendiente = 0

Ha: Pendiente  $\neq$  0**Décima de hipótesis para el intercepto.**

Ho: Intercepto = 0

Ha: Intercepto  $>$  0

De acuerdo a lo mostrado en la Tabla N° 34, se puede apreciar que el valor-p para la pendiente de la recta, es cero, por lo mismo, se concluye que la hipótesis nula se rechaza (valor p es inferior a  $\alpha/2$ ). De igual manera, es posible observar que el valor-p del intercepto también es menor a 0,05, rechazándose la hipótesis nula. Debido a lo anterior, es posible inferir que existe relación lineal entre las variables.

**Tabla N° 35: Análisis de varianza.**

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	3,23137	2	1,61569	978,11	0,0000
Residuos	0,0842439	51	0,00165184		
Total	3,31561	53			

Fuente: Elaboración propia.

Coeficiente de determinación  $R^2 = 97,45 \%$  $R^2$  ajustado = 97,35 %

EEE = 0,0406428

Estadístico Durbin – Watson = 0,1836

Error absoluto = 0,0342313

Además, se entrega el análisis de correlación del modelo, donde se aprecia el coeficiente de determinación, el coeficiente de determinación ajustado y el estadígrafo de Durbin – Watson. (Apéndice I).

Otra condición planteada en un modelo de regresión, es que cumpla con los supuestos clásicos de regresión, de tal forma de poder 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 I).**

Normalidad : Sí cumple.

Homocedasticidad : Sí cumple.

No autocorrelación : No cumple.

Dado que el modelo ajustado presenta una correlación serial de los residuos ( $d = 0,1836$ ), resultó necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos, a través del Método  $\rho$ . Luego, el modelo transformado es el siguiente (Apéndice I):

$$Y^*t = 0,164006 + 0,146487 X_1^*t - 0,364704 X_2^*t \quad R^2 = 97,20 \% \quad d = 1,8680$$

Donde :

$Y^*t$  = Variable dependiente transformada a través del Método  $\rho$ , correspondiente a la primera iteración.

$X_1^*t, X_2^*t$  = Variables independientes transformadas a través del Método  $\rho$ , correspondientes a la primera iteración.

A partir de la regresión transformada, se deben obtener los nuevos coeficientes para el modelo definitivo, es decir, el intercepto ( $a_0$ ) y las pendientes ( $a_1$  y  $a_2$ ).

**Tabla N° 36:** Coeficientes del modelo de regresión definitivo. Estación Embalse Ancoa.

Iteración	Parámetro	Fórmula	Valor
1	$a_0^* = 0,164006$	$a_0 = a_0^*/(1-p)$	$a_0 = 1,786858$
	$a_1^* = 0,146487$	$a_1 = a_1^*$	$a_1 = 0,146487$
	$a_2^* = -0,364704$	$a_2 = a_2^*$	$a_2 = -0,364704$
$P1 = 0,9082$			

Fuente: Elaboración propia.

De esta forma, el modelo definitivo cumple con todos los supuestos de regresión y los estimadores son eficientes. El modelo es el siguiente:

$$Y = 1,786558 + 0,146487 X1 - 0,364704 X2$$

Posteriormente, realizando el reemplazo de las variables y aplicando antilogaritmo, resulta la relación siguiente para la Estación Embalse Ancoa:

$$I = \frac{61,172749 * T^{0,146487}}{D^{0,364704}}$$

Donde:

$I$  = Intensidad de precipitación en mm/h.

$T$  = Período de retorno en años.

$D$  = Duración de la lluvia en minutos.

#### 5.6.1.2. Modelo de regresión Estación Potrero Grande.

Este ajuste fue realizado con la información disponible en la Tabla N° 23.

El modelo ajustado es el siguiente (Apéndice I):

$$Y = 1,953970 + 0,175137 X1 - 0,434190 X2 \quad R^2 = 98,80 \% \quad 54 \text{ Datos}$$

**Tabla N° 37:** Análisis de regresión.

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1, X2		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	1,95397	0,0242149	80,6928	0,0000
a1	0,175137	0,0101503	17,2544	0,0000
a2	-0,43419	0,00696625	-62,3277	0,0000

Fuente: Elaboración propia.

Las dójimas de hipótesis planteadas para los coeficientes de regresión (pendiente e intercepto), son las siguientes:

**Dójima de hipótesis para las pendientes.**

Ho: Pendiente = 0

Ha: Pendiente  $\neq$  0

**Dójima de hipótesis para el intercepto.**

Ho: Intercepto = 0

Ha: Intercepto > 0

De acuerdo a lo mostrado en la Tabla N° 37, se puede apreciar que el valor-p para la pendiente de la recta, es cero, por lo mismo, se concluye que la hipótesis nula se rechaza (valor p es inferior a  $\alpha/2$ ). De igual manera, es posible observar que el valor-p del intercepto también es menor a 0,05, rechazándose la hipótesis nula. Debido a lo anterior, es posible inferir que existe relación lineal entre las variables.

**Tabla N° 38:** Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	3,74706	2	1,87353	2091,23	0,0000
Residuos	0,0456908	51	0,000895898		
Total	3,79275	53			

Fuente: Elaboración propia.

Coefficiente de determinación  $R^2 = 98,80 \%$

EEE = 0,0299316

Error absoluto = 0,0248518

$R^2$  ajustado = 98,75 %

Estadístico Durbin – Watson = 0,3212

Además, se entrega el análisis de correlación del modelo, donde se aprecia el coeficiente de determinación, el coeficiente de determinación ajustado y el estadígrafo de Durbin – Watson. (Apéndice I).

Otra condición planteada en un modelo de regresión, es que cumpla con los supuestos clásicos de regresión, de tal forma de poder 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 I).

Normalidad : Sí cumple.

Homocedasticidad : Sí cumple.

No autocorrelación : No cumple.

Dado que el modelo ajustado presenta una correlación serial de los residuos ( $d = 0,3212$ ), resultó necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos, a través del Método  $\rho$ . Luego, el modelo transformado es el siguiente (Apéndice I):

$$Y^*t = 0,308466 + 0,182221 X1^*t - 0,426912 X2^*t \quad R^2 = 98,25 \% \quad d = 1,9015$$

Donde :

$Y^*t$  = Variable dependiente transformada a través del Método  $\rho$ , correspondiente a la primera iteración.

$X1^*t$ ,  $X2^*t$  = Variables independientes transformadas a través del Método  $\rho$ , correspondientes a la primera iteración.

A partir de la regresión transformada se deben obtener los nuevos coeficientes para el modelo definitivo, es decir, el intercepto ( $a_0$ ) y las pendientes ( $a_1$  y  $a_2$ ).

**Tabla N° 39:** Coeficientes del modelo de regresión definitivo. Estación Potrero Grande.

Iteración	Parámetro	Fórmula	Valor
1	$a_0^* = 0,308466$	$a_0 = a_0^*/(1-p)$	$a_0 = 1,920710$
	$a_1^* = 0,182221$	$a_1 = a_1^*$	$a_1 = 0,182221$
	$a_2^* = -0,426912$	$a_2 = a_2^*$	$a_2 = -0,426912$
$p = 0,8394$			

Fuente: Elaboración propia.

De esta forma, el modelo definitivo cumple con todos los supuestos de regresión y los estimadores son eficientes. Este modelo es el siguiente:

$$Y = 1,920710 + 0,182221 X_1 - 0,426912 X_2$$

Posteriormente, realizando el reemplazo de las variables y aplicando antilogaritmo resulta la relación siguiente para la estación Potrero Grande:

$$I = \frac{83,312468 * T^{0,182221}}{D^{0,426912}}$$

Donde:

$I$  = Intensidad de precipitación en mm/h.

$T$  = Período de retorno en años.

$D$  = Duración de la lluvia en minutos.

### 5.6.1.3. Modelo de regresión Estación Los Queñes.

Se realizó con la información disponible en la Tabla N° 24.

El modelo ajustado es el siguiente (Apéndice I):

$$Y = 1,955524 + 0,158077 X1 - 0,43514 X2 \quad R^2 = 99,45 \% \quad 54 \text{ Datos}$$

**Tabla N° 40:** Análisis de regresión.

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1, X2		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	1,95524	0,0161741	120,887	0,0000
a1	0,158077	0,00677977	23,3159	0,0000
a2	-0,43514	0,00465304	-93,5174	0,0000

Fuente: Elaboración propia.

Las dójimas de hipótesis planteadas para los coeficientes de regresión (pendiente e intercepto), son las siguientes:

#### Dójima de hipótesis para las pendientes.

Ho: Pendiente = 0

Ha: Pendiente  $\neq$  0

#### Dójima de hipótesis para el intercepto.

Ho: Intercepto = 0

Ha: Intercepto > 0

De acuerdo a lo mostrado en la Tabla N° 40, se puede apreciar que el valor-p para la pendiente de la recta, es cero, por lo que se concluye que la hipótesis nula se rechaza (valor p es inferior a  $\alpha/2$ ). De igual manera, es posible observar que el valor-p del intercepto también es menor a 0,05, rechazándose la hipótesis nula. Debido a lo anterior, es posible plantear que existe relación lineal entre las variables.

**Tabla N° 41:** Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
<b>Modelo</b>	3,71287	2	1,85644	4644,56	0,0000
<b>Residuos</b>	0,0203847	51	0,000399701		
<b>Total</b>	3,73326	53			

Fuente: Elaboración propia.

Coeficiente de determinación  $R^2 = 99,45\%$  $R^2$  ajustado = 99,43 %

EEE = 0,0199925

Estadístico Durbin – Watson = 0,1670

Error absoluto = 0,0145085

Por otra parte, se entrega el análisis de correlación del modelo, donde se aprecia el coeficiente de determinación, el coeficiente de determinación ajustado y el estadígrafo de Durbin – Watson. (Apéndice I).

Otra condición planteada en un modelo de regresión, es que cumpla con los supuestos clásicos de regresión, de tal forma de poder 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 I).

Normalidad : Sí cumple.

Homocedasticidad : Sí cumple.

No autocorrelación : No cumple.

Dado que el modelo ajustado presenta una correlación serial de los residuos ( $d = 0,1670$ ), resultó necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos, a través del Método  $\rho$ . Luego, el modelo transformado es el siguiente (Apéndice I):

$$Y^*t = 0,153198 + 0,169347 X_1^*t - 0,402026 X_2^*t \quad R^2 = 99,13 \% \quad d = 1,8487$$

Donde :

$Y^*t$  = Variable dependiente transformada a través del Método  $\rho$ , correspondiente a la primera iteración.

$X1^*t$ ,  $X2^*t$  = Variables independientes transformadas a través del Método  $\rho$ , correspondientes a la primera iteración.

A partir de la regresión transformada, se deben obtener los nuevos coeficientes para el modelo definitivo, es decir, el intercepto ( $a_0$ ) y las pendientes ( $a_1$  y  $a_2$ ).

**Tabla N° 42:** Coeficientes del modelo de regresión definitivo. Estación Los Queñes.

Iteración	Parámetro	Fórmula	Valor
1	$a_0^* = 0,153198$	$A_0 = a_0^*/(1-p)$	$a_0 = 1,834707$
	$a_1^* = 0,169347$	$a_1 = a_1^*$	$a_1 = 0,169347$
	$a_2^* = -0,402026$	$a_2 = a_2^*$	$a_2 = -0,402026$
$p = 0,9165$			

Fuente: Elaboración propia.

Así, el modelo definitivo cumple con todos los supuestos de regresión y los estimadores son eficientes. Este modelo es el siguiente:

$$Y = 1,834707 + 0,169347 X_1 - 0,402026 X_2$$

Posteriormente, realizando el reemplazo de las variables y aplicando antilogaritmo resulta el siguiente modelo para la estación Los Queñes.

$$I = \frac{68,344975 * T^{0,169347}}{D^{0,402026}}$$

Donde:

$I$  = Intensidad de precipitación en mm/h.

$T$  = Período de retorno en años.

$D$  = Duración de la lluvia en minutos.

#### 5.6.1.4. Modelo de regresión Estación San Manuel.

El modelo fue trabajado con la información disponible en la Tabla N° 25.

El modelo ajustado es el siguiente (Apéndice I):

$$Y = 1,86034 + 0,164828 X1 - 0,405168 X2 \quad R^2 = 98,39 \% \quad 54 \text{ Datos}$$

**Tabla N° 43:** Análisis de regresión.

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1, X2		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	1,86034	0,0261989	71,0082	0,0000
a1	0,164828	0,0109819	15,009	0,0000
a2	-0,405168	0,00753703	-53,757	0,0000

Fuente: Elaboración propia.

Las dójimas de hipótesis planteadas para los coeficientes de regresión (pendiente e intercepto), son las siguientes:

**Dójima de hipótesis para las pendientes.**

Ho: Pendiente = 0

Ha: Pendiente  $\neq$  0

**Dójima de hipótesis para el intercepto.**

Ho: Intercepto = 0

Ha: Intercepto > 0

De acuerdo a lo mostrado en la Tabla N° 43, se puede apreciar que el valor-p para la pendiente de la recta, es cero, por lo tanto, se concluye que la hipótesis nula se rechaza (valor p es inferior a  $\alpha/2$ ). De igual manera, el valor-p del intercepto también es menor a 0,05, rechazándose la hipótesis nula. Así, es posible inferir que existe relación lineal entre las variables.

**Tabla N° 44:** Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	3,26686	2	1,63343	1557,54	0,0000
Residuos	0,0534849	51	0,00104872		
Total	3,32035	53			

Fuente: Elaboración propia.

Coefficiente de determinación  $R^2 = 98,39 \%$

$R^2$  ajustado = 98,33 %

EEE = 0,032384

Estadístico Durbin – Watson = 0,1671

Error absoluto = 0,0245714

En el análisis de correlación del modelo, se aprecia el coeficiente de determinación, el coeficiente de determinación ajustado y el estadígrafo de Durbin – Watson. (Apéndice I).

Otra condición planteada en un modelo de regresión, es que cumpla con los supuestos clásicos de regresión, de tal forma de poder 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 I).

Normalidad : Sí cumple.

Homocedasticidad : Sí cumple.

No autocorrelación : No cumple.

Dado que el modelo ajustado presenta una correlación serial de los residuos ( $d = 0,1671$ ), resultó necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos, a través del Método  $\rho$ . Luego, el modelo transformado es el siguiente (Apéndice I):

$$Y^*t = 0,1437 + 0,181694 X1^*t - 0,37151 X2^*t \quad R^2 = 97,72 \% \quad d = 1,9153$$

Donde :

$Y^*t$  = Variable dependiente transformada a través del Método  $\rho$ , correspondiente a la primera iteración.

$X1^*t, X2^*t$  = Variables independientes transformadas a través del Método  $\rho$ , correspondientes a la primera iteración.

A partir de la regresión transformada se deben obtener los nuevos coeficientes para el modelo definitivo, es decir, el intercepto ( $ao$ ) y las pendientes ( $a1$  y  $a2$ ).

**Tabla N° 45:** Coeficientes del modelo de regresión definitivo. Estación San Manuel.

Iteración	Parámetro	Fórmula	Valor
1	$ao^* = 0,1437$	$ao = ao^*/(1-p)$	$ao = 1,719928$
	$a1^* = 0,181694$	$a1 = a1^*$	$a1 = 0,181694$
	$a2^* = -0,37151$	$a2 = a2^*$	$a2 = -0,37151$
$p1 = 0,9165$			

Fuente: Elaboración propia.

En este marco, el modelo definitivo cumple con todos los supuestos de regresión y los estimadores son eficientes. Este modelo es el siguiente:

$$Y = 1,719928 + 0,181694 X1 - 0,37151 X2$$

Posteriormente, realizando el reemplazo de las variables y aplicando antilogaritmo, resulta la relación siguiente:

$$I = \frac{52,472069 * T^{0,181694}}{D^{0,37151}}$$

Donde:

$I$  = Intensidad de precipitación en mm/h.

$T$  = Período de retorno en años.

$D$  = Duración de la lluvia en minutos.

#### 5.6.1.5. Modelo de regresión Estación Embalse Digua.

Los datos para ajustar el modelo están disponibles en la Tabla N° 26.

El modelo ajustado es el siguiente (Apéndice I):

$$Y = 1,9609 + 0,171196 X1 - 0,433853 X2 \quad R^2 = 98,57 \% \quad 54 \text{ Datos}$$

**Tabla N° 46:** Análisis de regresión.

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1, X2		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	1,9609	0,0263111	74,5277	0,0000
a1	0,171196	0,0110289	15,5224	0,0000
a2	-0,433853	0,00756929	-57,3175	0,0000

Fuente: Elaboración propia.

Las dcimas de hiptesis planteadas para los coeficientes de regresin (pendiente e intercepto) son las siguientes:

**Dcima de hiptesis para las pendientes.**

Ho: Pendiente = 0

Ha: Pendiente  $\neq$  0

**Dcima de hiptesis para el intercepto.**

Ho: Intercepto = 0

Ha: Intercepto  $>$  0

De acuerdo a lo mostrado en la Tabla N 46, se puede apreciar que el valor-p para la pendiente de la recta, es cero, por lo que, se concluye que la hiptesis nula se rechaza (valor p es inferior a  $\alpha/2$ ). De igual manera, es posible observar que el valor-p del intercepto tambin es menor a 0,05, rechazndose la hiptesis nula. Debido a lo anterior, es posible inferir que existe relacin lineal entre las variables.

**Tabla N 47:** Anlisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
<b>Modelo</b>	3,72977	2	1,86489	1763,12	0,0000
<b>Residuos</b>	0,0539437	51	0,00105772		
<b>Total</b>	3,78372	53			

Fuente: Elaboracin propia.

Coefficiente de determinacin  $R^2 = 98,57 \%$

EEE = 0,0325226

Error absoluto = 0,0277201

$R^2$  ajustado = 98,51 %

Estadístico Durbin – Watson = 0,3163

Se entrega el anlisis de correlacin del modelo, con aprecia el coeficiente de determinacin, el coeficiente de determinacin ajustado y el estadgrafo de Durbin – Watson. (Apndice I).

Otra condicin planteada en un modelo de regresin, es que cumpla con los supuestos clsicos de regresin, de tal forma de poder establecer inferencias acerca de los verdaderos valores de los parmetros poblacionales.

**Supuestos de regresión modelo lineal:  $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$ .** (Apéndice I).

Normalidad : Sí cumple.

Homocedasticidad : Sí cumple.

No autocorrelación : No cumple.

Al igual que en las restantes estaciones analizadas, el modelo ajustado presenta una correlación serial de los residuos ( $d = 0,3163$ ), lo que hizo necesario aplicar el procedimiento de transformación de variables para eliminar la autocorrelación de los residuos, a través del Método  $\rho$ . Luego, el modelo transformado es el siguiente (Apéndice I):

$$Y^*t = 0,29931 + 0,183157 X1^*t - 0,418161 X2^*t \quad R^2 = 97,98 \% \quad d = 1,8636$$

Donde :

$Y^*t$  = Variable dependiente transformada a través del Método  $\rho$ , correspondiente a la primera iteración.

$X1^*t, X2^*t$  = Variables independientes transformadas a través del Método  $\rho$ , correspondientes a la primera iteración.

A partir de la regresión transformada se deben obtener los nuevos coeficientes para el modelo definitivo, es decir, el intercepto ( $a_0$ ) y las pendientes ( $a_1$  y  $a_2$ ).

**Tabla N° 48:** Coeficientes del modelo de regresión definitivo. Estación Embalse Digua.

Iteración	Parámetro	Fórmula	Valor
1	$a_0^* = 0,29931$	$a_0 = a_0^*/(1-p)$	$a_0 = 1,892570$
	$a_1^* = 0,183157$	$a_1 = a_1^*$	$a_1 = 0,183157$
	$a_2^* = -0,418161$	$a_2 = a_2^*$	$a_2 = -0,418161$
$p = 0,8419$			

Fuente: Elaboración propia.

Así, el modelo definitivo cumple con todos los supuestos de regresión y los estimadores son eficientes. Este modelo es el siguiente:

$$Y = 1,892570 + 0,183157 X1 - 0,418161 X2$$

Posteriormente, realizando el reemplazo de las variables y aplicando antilogaritmo, resulta la relación siguiente para la estación Embalse Digua.

$$I = \frac{78,08549 * T^{0,183157}}{D^{0,418161}}$$

Donde:

$I$  = Intensidad de precipitación en mm/h.

$T$  = Período de retorno en años.

$D$  = Duración de la lluvia en minutos.

#### 5.6.1.6. Modelo de regresión Estación San Javier.

Con la información disponible en la Tabla N° 27, se ajustó esta ecuación.

Así, el modelo ajustado es el siguiente (Apéndice I):

$$Y = 1,40328 + 0,172364 X1 - 0,361982 X2 \quad R^2 = 73,25 \% \quad 54 \text{ Datos}$$

**Tabla N° 49:** Análisis de regresión.

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1, X2		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	1,40328	0,112006	12,5287	0,0000
a1	0,172364	0,0469499	3,67124	0,0006
a2	-0,361982	0,0322223	-11,2339	0,0000

Fuente: Elaboración propia.

Las dójimas de hipótesis planteadas para los coeficientes de regresión (pendiente e intercepto) son las siguientes:

**Dójima de hipótesis para las pendientes.**

Ho: Pendiente = 0

Ha: Pendiente  $\neq$  0**Dójima de hipótesis para el intercepto.**

Ho: Intercepto = 0

Ha: Intercepto &gt; 0

De acuerdo a lo mostrado en la Tabla N° 49, se puede apreciar que el valor-p para la pendiente de la recta, es cero, por lo que se concluye que la hipótesis nula se rechaza (valor p es inferior a  $\alpha/2$ ). De igual manera, es posible señalar que el valor-p del intercepto también es menor a 0,05, rechazándose la hipótesis nula.

**Tabla N° 50:** Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	2,67734	2	1,33867	69,84	0,0000
Residuos	0,977559	51	0,0191678		
Total	3,6549	53			

Fuente: Elaboración propia.

Coeficiente de determinación  $R^2 = 73,25$ 

EEE = 0,138448

Error absoluto = 0,093556

 $R^2$  ajustado = 72,20 %

Estadístico Durbin – Watson = 0,333928

Del análisis de varianza se verifica la tendencia lineal entre las variables. Además, se entrega el análisis de correlación del modelo, donde se aprecia el coeficiente de determinación, el coeficiente de determinación ajustado y el estadígrafo de Durbin – Watson. (Apéndice I).

Otra condición planteada en un modelo de regresión, es que cumpla con los supuestos clásicos, de tal forma de poder 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 I).

Normalidad : No cumple.

Homocedasticidad : Sí cumple.

No autocorrelación : No cumple.

Debido a que el modelo ajustado para la Estación San Javier presenta un coeficiente de determinación demasiado bajo en comparación a los ajustes anteriores, además de no cumplir con dos de los tres supuestos clásicos de regresión (Apéndice I), se decidió no corregirlo; de esta forma, una vez realizados los respectivos reemplazos la función ajustada es la siguiente:

$$I = \frac{25,309292 * T^{0,172364}}{D^{0,361982}}$$

Donde:

$I$  = Intensidad de precipitación en mm/h.

$T$  = Período de retorno en años.

$D$  = Duración de la lluvia en minutos.

Es importante destacar que este modelo no es válido dentro del contexto en que se trabajaron las demás estaciones y su uso en la estimación puntual está sujeta a errores debido al bajo  $R^2$  que presenta (73,25%). Asimismo, la Estación San Javier puede presentar estos resultados, producto de la mala calidad de sus datos.

#### 5.6.1.7. Modelo de regresión Estaciones en Conjunto (excepto San Javier).

Realizado con la información disponible en las Tabla N° 22, 23, 24, 25 y 26.

El modelo ajustado es el siguiente (Apéndice I):

$$Y = 1,93523 + 0,160268 X1 - 0,423356 X2 \quad R^2 = 98,11 \% \quad 270 \text{ Datos}$$

**Tabla N° 51:** Análisis de regresión global.

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1, X2		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	1,93523	0,0129089	149,914	0,0000
a1	0,160268	0,00541108	29,6186	0,0000
a2	-0,423356	0,00371369	-113,999	0,0000

Fuente: Elaboración propia.

Las dójimas de hipótesis planteadas para los coeficientes de regresión (pendiente e intercepto) son las siguientes:

#### Dójima de hipótesis para las pendientes.

Ho: Pendiente = 0

Ha: Pendiente  $\neq$  0

#### Dójima de hipótesis para el intercepto.

Ho: Intercepto = 0

Ha: Intercepto > 0

De acuerdo a lo mostrado en la Tabla N° 51, se puede apreciar que el valor-p para la pendiente de la recta, es cero, y por lo mismo, se concluye que la hipótesis nula se rechaza (valor p es inferior a  $\alpha/2$ ). De igual manera, es posible observar que el valor-p del

intercepto también es menor a 0,05, rechazándose la hipótesis nula. Así, es posible inferir que existe relación lineal entre las variables.

**Tabla N° 52:** Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	17,6609	2	8,83044	6936,49	0,0000
Residuos	0,339902	267	0,00127304		
Total	18,0008	269			

Fuente: Elaboración propia.

Coefficiente de determinación  $R^2 = 98,11 \%$

$R^2$  ajustado = 98,10 %

EEE = 0,0356797

Estadístico Durbin – Watson = 0,1758

Error absoluto = 0,0299846

El análisis de correlación del modelo, muestra el coeficiente de determinación, el coeficiente de determinación ajustado y el estadígrafo de Durbin – Watson. (Apéndice I).

Otra condición planteada en un modelo de regresión, es que cumpla con los supuestos clásicos de regresión, de tal forma de poder 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 I).

Normalidad : Sí cumple.

Homocedasticidad : No cumple.

No autocorrelación : No cumple.

Al igual que en el caso de la Estación San Javier, este modelo no cumple con dos de los tres supuestos clásicos de regresión (Apéndice I), difiriendo de este último en el elevado  $R^2$  que presenta (98,11%). Por esto último y como el objetivo es la estimación puntual de datos, se decidió no corregirlo; así, la función ajustada es la siguiente:

$$I = \frac{86,144985 * T^{0,160268}}{D^{0,423356}}$$

Donde:

$I$  = Intensidad de precipitación en mm/h.

$T$  = Período de retorno en años.

$D$  = Duración de la lluvia en minutos.

Al igual que en el caso de la Estación San Javier, este modelo es mostrado sólo de manera referencial, enmarcado solo en el desarrollo del presente capítulo, escapándose del contexto en que se desarrollaron los modelos de las estaciones anteriores.

## 5.6.2. Pruebas de bondad de ajuste.

### 5.6.2.1. Coeficiente de determinación $R^2$ y Prueba U de Mann - Whitney.

En la Tabla N° 53, se pueden apreciar los valores del Coeficiente de Determinación  $R^2$  y de la prueba U de Mann – Whitney, respectivamente. Esto corresponde a las dos pruebas de bondad de ajuste que fueron utilizadas para validar cada modelo construido en cada estación en estudio (Apéndice II).

**Tabla N° 53:** Valores de las pruebas de bondad de ajuste aplicadas a cada modelo.

Estación	Modelo	$R^2$	U
Embalse Ancoa	$I = (61,72749 * T^{0,146487}) / D^{0,364704}$	97,20	Se acepta Ho
Potrero Grande	$I = (83,312468 * T^{0,182221}) / D^{0,426912}$	98,25	Se acepta Ho
Los Queñes	$I = (68,344975 * T^{0,169347}) / D^{0,402026}$	99,13	Se acepta Ho
San Manuel	$I = (52,472069 * T^{0,181694}) / D^{0,37151}$	97,72	Se acepta Ho
Eambalse Digua	$I = (78,08549 * T^{0,183157}) / D^{0,418161}$	97,98	Se acepta Ho
San Javier*	$I = (25,309292 * T^{0,172364}) / D^{0,361982}$	73,25	Se acepta Ho
Estaciones en Conjunto*	$I = (86,144985 * T^{0,160268}) / D^{0,423356}$	98,11	Se acepta Ho

Fuente: Elaboración propia.

Donde:

$I$  = es la intensidad en mm/h.

$T$  = es el período de retorno en años.

$D$  = es la duración en minutos.

$R^2$  = es el coeficiente de determinación en cada modelo ajustado.

U = prueba U de Mann – Whitney para cada modelo ajustado con un 95% de confianza.

\* Si bien es cierto, estos modelos aprueban el test U de Mann – Whitney (además de alcanzar un elevado coeficiente de determinación en el caso de estaciones en conjunto), no cumplen con los supuestos clásicos del análisis de regresión, por lo cual están sujetos a restricciones a la hora de hacer inferencia sobre los parámetros poblacionales.

## 5.7. Extensión de las series de años en la construcción de las Curvas IDF, en las estaciones Embalse Ancoa y Los Queñes.

### 5.7.1. Información pluviográfica añadida.

En las Tablas N° 54 y 55, se muestra la información pluviográfica añadida a la entregada en la Tablas N° 4 y 6, correspondientes a las estaciones Embalse Ancoa y Los Queñes, respectivamente.

**Tabla N° 54:** Alturas máximas de precipitación Estación Embalse Ancoa. Período 1974-1987, excepto el año 1982.

ALTURAS MÁXIMAS DE PRECIPITACIÓN (mm), ESTACIÓN EMBALSE ANCOA						
Año	Duraciones en horas					
	1	2	6	12	24	48
1974	19,1	33,6	76,8	125,2	171,8	206,4
1975	20,2	30,5	59,6	92,0	165,1	205,7
1976	14,3	23,3	40,1	63,8	100,7	191,7
1977	19,0	28,8	57,4	76,8	95,7	191,0
1978	18,8	28,2	55,6	81,8	149,5	219,4
1979	18,5	25,7	65,1	91,2	133,6	189,3
1980	20,0	30,0	52,4	88,0	138,5	201,3
1981	18,6	30,0	73,8	86,9	120,4	132,0
1983	11,4	19,4	32,1	39,6	39,6	44,3
1984	15,6	23,3	56,1	81,4	133,7	208,2
1986	17,4	29,4	63,5	111,0	184,3	187,5
1987	16,2	25,8	57,6	76,4	111,6	185,7

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 55:** Alturas máximas de precipitación Estación Los Queñes. Período 1972-1987, excepto los años 1973, 1974 y 1978.

ALTURAS MÁXIMAS DE PRECIPITACIÓN (mm), ESTACIÓN LOS QUEÑES						
Año	Duración en horas					
	1	2	6	12	24	48
1972	10,8	18,8	40,9	72,1	104,5	170,0
1975	15,7	25,4	58,3	87,5	134,3	187,0
1976	18,1	25,9	46,3	81,5	155,1	205,3
1977	18,6	23,8	47,8	52,9	65,6	65,6
1979	13,8	19,8	54,5	101,5	144,5	161,7
1980	19,0	26,2	61,8	86,2	113,3	141,2
1981	20,6	28,7	69,4	82,3	84,9	143,3
1982	13,3	22,8	55,8	86,9	146,0	204,6
1983	16,1	25,7	56,3	91,6	127,8	154,1
1984	12,5	21,2	50,6	79,9	121,8	172,0
1985	15,7	21,6	57,6	83,1	108,0	139,0
1986	22,3	31,7	63,7	95,0	135,2	200,7
1987	14,4	23,0	38,4	67,2	102,3	137,8

Fuente: Elaboración propia.

### 5.7.2. Construcción gráfica de las Curvas IDF con series de 27 y 28 años, en las estaciones Embalse Ancoa y Los Queñes, respectivamente.

Añadiendo la información recién presentada a la de las Tablas N° 4 y 6, y siguiendo el procedimiento explicado en los puntos 4.1.4, 4.1.5 y 4.1.6, se construyeron las Curvas IDF con dos series de 27 y 28 años en las Estaciones Embalse Ancoa y Los Queñes respectivamente, obteniéndose los resultados en las Tablas N° 56 y 57.

**Tabla N° 56:** Parámetros ajustados a la función de Gumbel para la Estación Embalse Ancoa.

ESTACIÓN EMBALSE ANCOA				
Duración	Serie de 15 años		Serie de 27 años	
	$\mu$	$\sigma$	$\mu$	$\sigma$
1	14,9005	0,3654	15,4952	0,4109
2	11,8174	0,4608	12,2412	0,5276
6	8,5383	0,5947	8,6051	0,6157
12	6,1946	0,7698	6,2282	0,7598
24	3,9676	1,0556	4,2368	0,8816
48	2,6571	1,5959	2,9166	1,3452

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 57:** Parámetros ajustados a la función de Gumbel para la Estación Los Queñes.

ESTACIÓN LOS QUEÑES				
Duración	Serie de 15 años		Serie de 28 años	
	$\mu$	$\sigma$	$\mu$	$\sigma$
1	13,4465	0,2757	14,0389	0,3174
2	10,174	0,3766	10,6577	0,4687
6	6,6659	0,6114	7,3793	0,6615
12	4,9067	0,7039	5,5300	0,8067
24	3,3775	1,0656	3,8390	1,0360
48	2,1205	1,3366	2,4868	1,3427

Fuente: Elaboración propia.

En ambos casos no se aprecian diferencias significativas, que pudieran indicar variaciones en la información proporcionada por cada función ajustada, considerando que dicho ajuste se hizo con distintas longitudes temporales.

En la Tabla N° 58, se presentan los valores obtenidos por las pruebas de bondad de ajuste aplicadas a las funciones de Gumbel modeladas en cada caso, donde cada una de ellas es aprobada satisfactoriamente; nuevamente, no existen evidencias que pudieran indicar diferencias en el ajuste con series de años de distinta duración.

**Tabla N° 58:** Valores del Coeficiente de determinación  $R^2$  y el Test de Kolmogorov – Smirnov, aplicados a las funciones de Gumbel ajustadas.

Duración (horas)	ESTACIÓN EMBALSE ANCOA				ESTACIÓN LOS QUEÑES			
	Series de 15 años		Series de 27 años		Series de 15 años		Series de 28 años	
	$R^2$	Dc*	$R^2$	Dc**	$R^2$	Dc*	$R^2$	Dc***
1	0,984	0,105	0,951	0,176	0,974	0,101	0,987	0,077
2	0,978	0,097	0,967	0,119	0,962	0,097	0,971	0,070
6	0,973	0,103	0,99	0,069	0,931	0,149	0,945	0,159
12	0,972	0,132	0,985	0,118	0,986	0,086	0,949	0,186
24	0,977	0,167	0,973	0,129	0,969	0,159	0,959	0,146
48	0,982	0,104	0,951	0,186	0,976	0,126	0,959	0,127

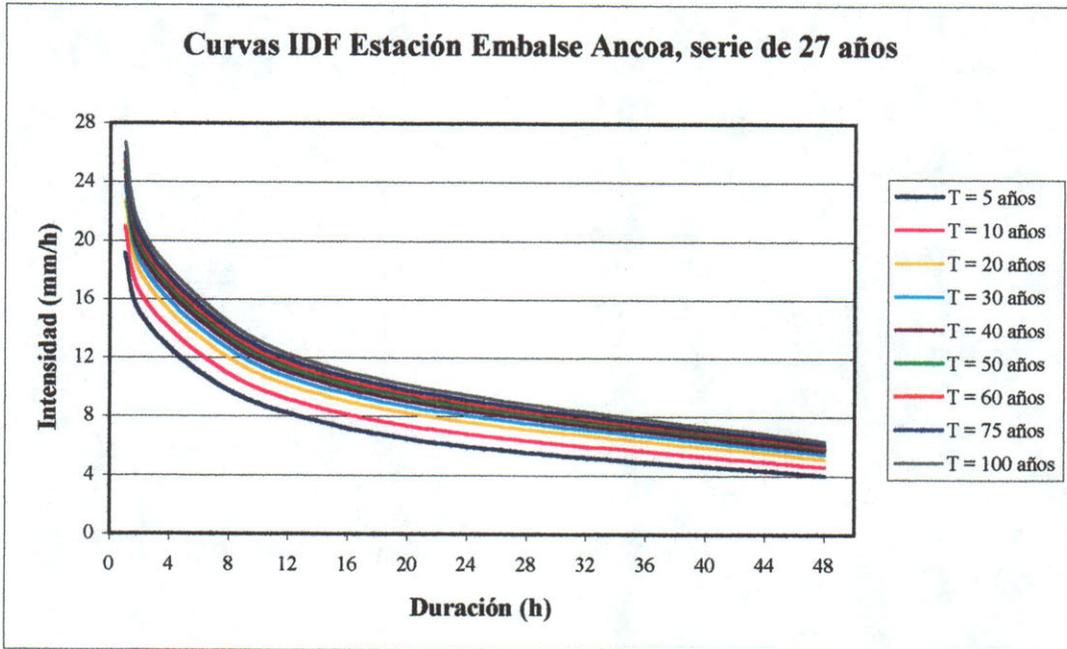
Fuente: Elaboración propia.

\*D de tabla 0,328; \*\*D de tabla 0,258; \*\*\* D de tabla 0,252.

Dc: D calculado para el test Kolmogorov – Smirnov.

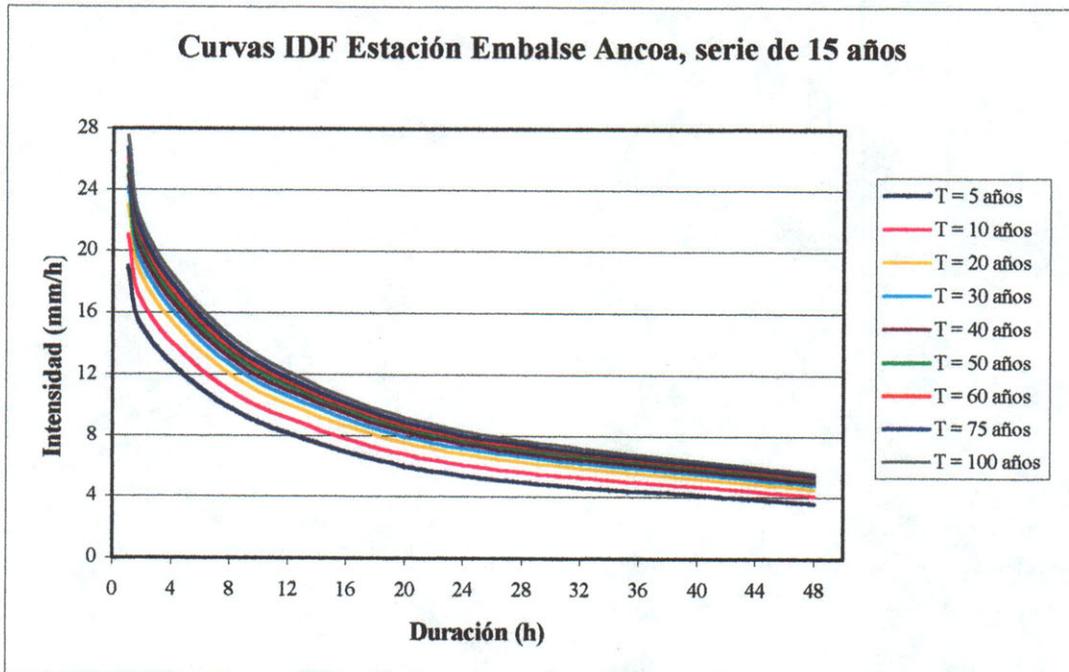
En los Gráficos N° 7, 8, 9 y 10, se enseñan las Curvas IDF construidas con las series de 15, 27 y 28 años, en las Estaciones Embalse Ancoa y Los Queñes, respectivamente.

**Gráfico N° 7:** Curvas IDF Estación Embalse Ancoa, serie de 27 años.



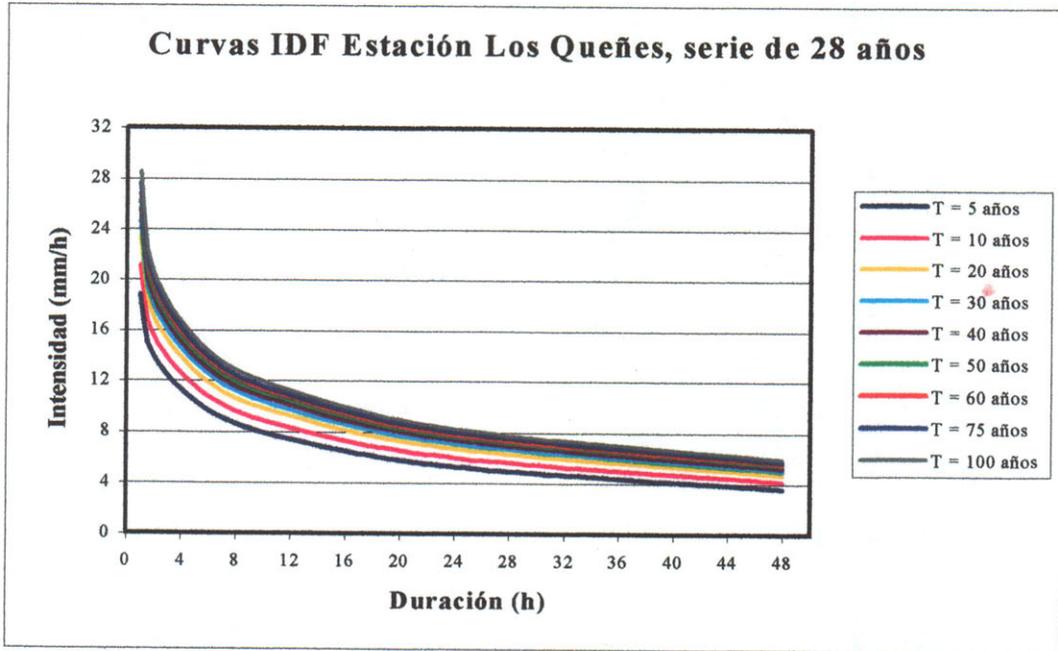
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico N° 8:** Curvas IDF Estación Embalse Ancoa, serie de 15 años.



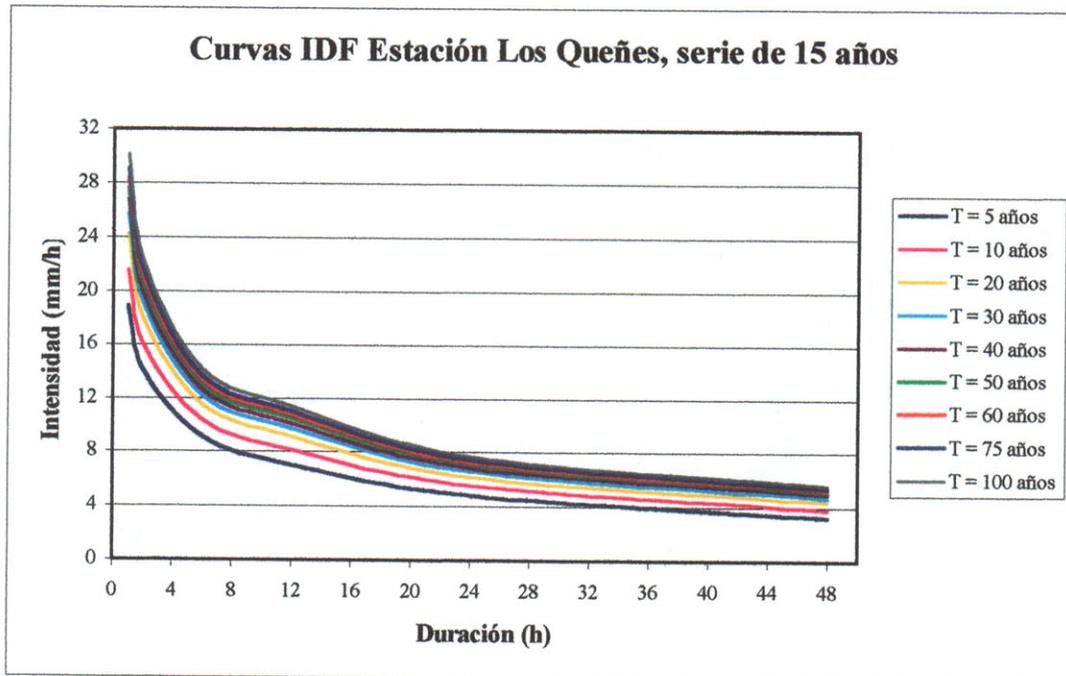
Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico N° 9:** Curvas IDF Estación Los Queñes, serie de 28 años.



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico N° 10:** Curvas IDF Estación Los Queñes, serie de 15 años.



Fuente: Elaboración propia.

### 5.7.3. Determinación de tablas de uso práctico.

En las Tablas N° 59, 60, 61 y 62, se entregan las tablas de uso práctico, correspondientes, a las dos series consideradas, en cada estación en estudio.

**Tabla N° 59:** Parámetro  $k$  asociado a distintos períodos de retorno (años) y duraciones (horas). Estación Embalse Ancoa serie de 27 años.

Parámetro $k$ asociado a cada duración y período de retorno: Estación Embalse Ancoa									
Duración	T=5	T=10	T=20	T=30	T=40	T=50	T=60	T=75	T=100
1	3,227	3,089	2,988	2,939	2,908	2,885	2,868	2,847	2,823
2	2,540	2,431	2,350	2,310	2,285	2,267	2,253	2,237	2,217
6	1,859	1,806	1,766	1,746	1,734	1,725	1,718	1,710	1,700
12	1,381	1,354	1,333	1,323	1,316	1,312	1,308	1,304	1,299
24	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
48	0,679	0,676	0,674	0,673	0,672	0,672	0,671	0,671	0,670

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 60:** Parámetro  $k$  asociado a distintos períodos de retorno (años) y duraciones (horas). Estación Embalse Ancoa serie de 15 años.

Parámetro $k$ asociado a cada duración y período de retorno: Estación Embalse Ancoa									
Duración	T = 5	T = 10	T = 20	T = 30	T = 40	T = 50	T = 60	T = 75	T = 100
1	3,526	3,453	3,396	3,368	3,350	3,337	3,327	3,316	3,302
2	2,797	2,738	2,693	2,671	2,657	2,647	2,639	2,630	2,618
6	2,052	2,020	1,996	1,983	1,976	1,970	1,966	1,961	1,954
12	1,511	1,495	1,483	1,476	1,472	1,470	1,467	1,465	1,462
24	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
48	0,667	0,667	0,666	0,666	0,666	0,666	0,666	0,666	0,665

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 61:** Parámetro  $k$  asociado a distintos períodos de retorno (años) y duraciones (horas). Estación Los Queñes serie de 28 años.

Parámetro $k$ asociado a cada duración y período de retorno: Estación Los Queñes									
Duración	T=5	T=10	T=20	T=30	T=40	T=50	T=60	T=75	T=100
1	3,549	3,515	3,489	3,476	3,468	3,462	3,458	3,452	3,446
2	2,621	2,572	2,534	2,516	2,504	2,496	2,489	2,482	2,473
6	1,825	1,794	1,770	1,758	1,751	1,746	1,742	1,737	1,731
12	1,398	1,384	1,374	1,369	1,365	1,363	1,361	1,359	1,357
24	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
48	0,682	0,693	0,701	0,705	0,707	0,709	0,711	0,712	0,714

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla N° 62:** Parámetro  $k$  asociado a distintos períodos de retorno (años) y duraciones (horas). Estación Los Queñes serie de 15 años.

Parámetro $k$ asociado a cada duración y período de retorno: Estación Los Queñes									
Duración	T = 5	T = 10	T = 20	T = 30	T = 40	T = 50	T = 60	T = 75	T = 100
1	3,947	3,937	3,961	3,925	3,922	3,921	3,919	3,918	3,916
2	2,959	2,942	2,954	2,466	2,920	2,917	2,915	2,913	2,910
6	1,906	1,885	1,885	1,862	1,857	1,854	1,851	1,848	1,844
12	1,471	1,476	1,492	1,482	1,484	1,484	1,485	1,486	1,487
24	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
48	0,678	0,693	0,710	0,710	0,713	0,716	0,718	0,720	0,723

Fuente: Elaboración propia.

#### 5.7.4. Comparación de las Curvas IDF construidas con 15 años de información y las dos series extensas.

En la Tabla N° 63, se muestran los resultados obtenidos al aplicar la prueba U de Mann-Whitney, comparando los registros de precipitaciones originales (series de 15 años) con la información añadida en el punto 5.7.1 (series de 12 y 13 años en Embalse Ancoa y Los Queñes, respectivamente) para las duraciones de 1 y 2 horas (Apéndice II).

**Tabla N° 63:** Valores de la prueba U de Mann – Whitney, aplicada en la comparación de las precipitaciones para las dos duraciones consideradas.

Estación	Información comparada	U
Embalse Ancoa	Precipitaciones para duración de 1 hora 1988-2002 v/s 1974-1987	se acepta Ho
	Precipitaciones para duración de 2 horas 1988-2002 v/s 1974-1987	se acepta Ho
Los Queñes	Precipitaciones para duración de 1 hora 1988-2002 v/s 1972-1987	se acepta Ho
	Precipitaciones para duración de 2 horas 1988-2002 v/s 1972-1987	se acepta Ho

Fuente: Elaboración propia.

Donde:

U = Prueba U de Mann – Whitney para cada modelo ajustado con un 95% de confianza.

Finalmente, en la Tabla N° 63 se muestran los valores de la prueba U de Mann – Whitney, obtenidos en la comparación de las intensidades de precipitación asociadas a un determinado período de retorno y a una duración respectiva; estos valores fueron entregados por cada función de Gumbel ajustada (serie de 15 años y series de mayor longitud temporal). Esta operación se realizó en las dos estaciones consideradas (Apéndice II).

**Tabla N° 63:** Valores de la prueba U de Man –Whitney correspondientes a la información entregada por las funciones de Gumbel ajustadas en cada caso.

<b>Estación</b>	<b>Información comparada</b>	<b>U</b>
<b>Embalse Ancoa</b>	Intensidades entregadas por función ajustada de Gumbel 1988-2002 v/s 1974-2002	se acepta Ho
<b>Los Queñes</b>	Intensidades entregadas por función ajustada de Gumbel 1988-2002 v/s 1972-2002	se acepta Ho

Fuente: elaboración propia.

Donde:

U = Prueba U de Mann – Whitney para cada modelo ajustado con un 95% de confianza.

## **6. ANÁLISIS Y DISCUSIÓN DE RESULTADOS.**

### **6.1. Selección de la información pluviométrica.**

En la Región del Maule existen 34 estaciones pluviométricas, de las cuales 12 poseen pluviógrafo. Además de éstas 12, sólo 6 cuentan con sus respectivas Curvas IDF, por lo que la selección se realizó en base a las estaciones que no contaban con dichas curvas, sin tomar otro patrón de selección como por ejemplo la periodicidad, la cantidad y la calidad de los datos que presentó cada estación escogida.

Referente a los años de estadística escogidos, se eligieron los últimos quince años, debido a que presentaban registros anuales completos y sin imperfecciones en las bandas pluviográficas. La información contenida en las bandas de años anteriores presentaba lagunas o bien sus registros no eran legibles o presentaban una mala calidad. Esto se realizó como una forma de obtener datos confiables; además, con la cantidad de años trabajados, se puede asegurar que la información presentada posee validez estadística y lógica en un contexto hidrológico.

Lo anterior excluye a la Estación San Manuel, ya que ésta sólo posee información a partir del año 1996.

Es importante destacar que todas las estaciones pluviográficas seleccionadas se encuentran ubicadas en el sector precordillerano andino, a excepción de la Estación San Javier, la cual se ubica en Valle Central de la Región.

## 6.2. Selección de las intensidades máximas.

De acuerdo a la información obtenida de las bandas pluviográficas analizadas, se encontraron las siguientes intensidades máximas y mínimas de precipitación anuales, correspondientes a la duración de 1 hora en cada estación. Esta información se muestra en la Tabla N° 65.

**Tabla N° 65:** Rango de intensidades de precipitación para cada estación y duración de 1 hora.

<b>Intensidades de Precipitación (mm/h) encontradas en cada estación</b>					
<b>Estación</b>	<b>Valor máximo</b>	<b>Año</b>	<b>Valor Mínimo</b>	<b>Año</b>	<b>Período analizado</b>
<b>Embalse Ancoa</b>	23,4	2002	12,2	1997	1988 - 2002
<b>Potrero Grande</b>	25,7	2000	10,0	1998	1988 - 2002
<b>Los Queñes</b>	25,2	2000	9,8	1998	1988 - 2002
<b>San Manuel</b>	23,0	1998	7,1	1997	1996 - 2002*
<b>Embalse Digua</b>	25,8	1992	11,5	1999	1988 - 2002
<b>San Javier</b>	14,2	1999	7,0	1991	1988 - 2002

Fuente: Elaboración propia.

\* En esta estación se obtuvieron dos valores por año.

Como era de esperar, las mayores intensidades se presentaron en las duraciones de 1 hora, siendo la máxima 25,8 mm/h encontrada en la estación Embalse Digua. El caso opuesto corresponde a San Javier, con 7,0 mm/h en el año 1992.

Es importante destacar, que la información presentada por la Estación San Javier, no es de buena calidad debido a los malos registros presentados por sus respectivas bandas pluviográficas. Esto fue confirmado por personal especializado de la D.G.A. VII Región, y es debido al mal mantenimiento del instrumental de medición.

## 6.3. Ajuste de los datos a la función de Gumbel.

En lo referido al ajuste a la función de distribución de Gumbel, se debe señalar que éste presentó excelentes resultados, lo que se confirma por los valores obtenidos en las pruebas

de bondad de ajuste aplicadas. El coeficiente de determinación  $R^2$  alcanzó un valor mínimo en la Estación San Manuel con un registro de 91,6% para una duración de 2 horas; el valor máximo fue de 98,6% en las Estaciones de Potrero Grande y Los Queñes para duraciones de 1 y 12 horas, respectivamente. En cuanto al test de Kolmogorov – Smirnov, éste fue ampliamente aprobado en todos los ajustes y sólo en la Estación San Javier se presentó una cierta cercanía entre el valor calculado (0,219) y el valor crítico (0,328).

Con lo anterior, sólo se confirma lo expuesto por Stol (1971), citado por Dickinson (1977), Témez (1978), Pizarro *et al* (1986), Linsley *et al* (1988), Ponce (1989), Mintegui *et al* (1993), Chow *et al* (1994) y Monsalve (1999), quienes señalan a la función de Gumbel como apropiada para ser utilizada en eventos de valores extremos.

#### **6.4. Diseño gráfico de las Curvas IDF y tablas de uso práctico.**

Como se indicó anteriormente, lo que se buscaba era lograr el modelo propuesto por Témez (1978), lo cual fue conseguido en cada una de las estaciones seleccionadas. De esta forma se cumple la premisa de que a menores duraciones, mayores intensidades de precipitación, y viceversa.

La metodología de analizar cada chubasco de manera independiente y no realizar un muestreo sistemático, resultó ser exitosa. Esto se comprueba con el hecho de que en ninguna estación fue necesario realizar nuevos muestreos, con el fin de corregir quiebres o sobresaltos que pudieran haber presentado las curvas.

Los valores obtenidos en la Estación San Javier, no reflejan la realidad, como se dijo anteriormente, por lo que se decidió dejar fuera de los siguientes análisis a dicha estación.

En relación a los valores de intensidades obtenidos, se puede afirmar que los mayores registros para duraciones de 1 hora y períodos de retorno de 100 años, se obtuvieron en las

Estaciones Embalse Digua, Potrero Grande y los Queñes con 30,908; 30,633 y 30,131 mm/h, respectivamente. El resto de las estaciones no supera los 30 mm/h. También para duraciones de 1 hora, pero para períodos de retorno de 5 años, sólo en la Estación Embalse Digua se superó el umbral de los 20 mm/h (20,056 mm/h).

Ahora bien, respecto a las duraciones de 24 horas y para períodos de retorno de 100 años, el mayor valor corresponde a San Manuel, con 9,1mm/h (es la única estación que supera los 9 mm/h), en contraste con la Estación Los Queñes, donde sólo se alcanzan 7,7 mm/h. Con respecto a períodos de recurrencia de 100 años, el valor mínimo es alcanzado por la estación de Los Queñes.

En relación con la duración de 48 horas, vinculadas a períodos de retorno de 100 años, el mayor valor se alcanza en la Estación Potrero Grande, con un registro de 5,8 mm/h. Por otra parte, la misma estación alcanza el menor valor si se analizan los períodos de retorno de 5 años, con un valor de 3,2 mm/h.

De acuerdo a la clasificación hecha por la D.G.A., todas las estaciones analizadas se encuentran ubicadas en la Precordillera de Los Andes; en consecuencia, no se puede realizar un análisis respecto a la tendencia seguida por las precipitaciones en un sentido longitudinal.

Sin embargo, tampoco es posible deducir un comportamiento general de acuerdo a la distribución latitudinal, ya que no se presenta ningún patrón de comportamiento respecto a las intensidades de precipitación, para las menores duraciones; por ejemplo, la Estación Embalse Digua es la más austral y la que presenta mayores montos de precipitación, seguida de la Estación Potrero Grande, la cual se ubica en el otro extremo de la Región.

De lo anterior, se desprendería que el comportamiento de las intensidades de precipitación está regulado por factores orográficos y que no dependen de su distribución espacial dentro de la Región.

## **6.5. Diseño matemático de las Curvas IDF.**

Es importante destacar que la literatura clásica muestra una gran variedad de modelos que permiten desarrollar de manera analítica las Curvas IDF; sin embargo, cada uno de ellos presenta diferentes grados de complejidad y limitaciones. Debido a esto se escogió el método propuesto por Aparicio (1997), modelo que relaciona la intensidad, la duración y la frecuencia de una manera más simple. Además, dicha elección se avala por los buenos resultados obtenidos en Chile por Abarza (2001) y Román (2003).

Referente a la calidad del ajuste presentado en cada modelo, es importante señalar que cinco de los siete modelos ajustados (excepto San Javier y estaciones en conjunto), no cumplieron con uno de los tres supuestos clásicos de regresión. Es decir, fueron aceptados los supuestos de normalidad y homocedasticidad, pero se rechazó el supuesto de no autocorrelación; sin embargo, se aplicó el método iterativo o método  $\rho$ , iterando solo una vez. Es importante destacar que el análisis matemático permitió aceptar dicho supuesto una vez corregido, pero el gráfico de residuos v/s tiempo mostró leves indicios de autocorrelación. No obstante, como se trataba de una sola frecuencia fuera del intervalo, se puede decir que se está en ausencia de autocorrelación.

Con respecto a la Estación San Javier, ésta no cumple dos de los supuestos de regresión (normalidad y autocorrelación), situación que refleja a un conjunto de datos que no se pueden modelar adecuadamente. Esto podría deberse a la mala calidad de los datos o bien a que definitivamente esta estación no puede ser modelada por la ecuación de Aparicio (1997). Del mismo modo, el modelo ajustado para las estaciones en conjunto, no cumple con los supuestos de homocedasticidad y de no autocorrelación de los residuos, pero a diferencia de San Javier, su  $R^2$  es muy alto, lo que da confiabilidad a las estimaciones puntuales; sin embargo, no puede ser usado para la inferencia de parámetros poblacionales, si ello se quisiera llevar a cabo.

## **6.6. Pruebas de bondad de ajuste.**

Como una forma de demostrar la calidad del ajuste hecho, en cada una de ellos se aplicaron dos pruebas de bondad de ajuste, las cuales fueron el coeficiente de determinación  $R^2$  y la prueba U de Mann – Whitney.

En primer lugar se aplicó el coeficiente de determinación  $R^2$ , el cual arrojó excelentes resultados, presentando un mínimo de 97,20% en la Estación Embalse Ancoa y un valor máximo de 99,13% en la Estación Los Queñes. Es importante destacar que no se consideró a la Estación San Javier para este análisis, por la mala calidad de los datos que posee, alcanzando un valor de  $R^2$  de 73,25%. Además, el ajuste realizado a las Estaciones en conjunto alcanzó un alto valor del coeficiente de determinación, 98,11%, (es el tercer mejor ajuste), aunque no pudo cumplir con dos de los tres supuestos clásicos de regresión.

En cuanto a la prueba U de Mann – Whitney para muestras pequeñas, todos los valores calculados fueron altamente superiores al valor de tabla, aceptándose por ende la hipótesis nula. En el caso de la aplicación en muestras grandes, cada valor calculado está dentro de la región de aceptación, por lo cual nuevamente se acepta la hipótesis nula, es decir, no hubo diferencias significativas entre los valores calculados y los valores observados.

Lo anterior, refleja la calidad del ajuste realizado y ratifica al modelo propuesto por Aparicio (1997), como adecuado para representar las relaciones intensidad – duración – frecuencia en lluvias extremas, generando ecuaciones que reflejan de forma importante el comportamiento hidrológico.

## **6.7. Análisis comparativo de la construcción de Curvas IDF con series de años de distinta longitud.**

El objetivo de este análisis, fue determinar si un mayor número de datos incorporados podría significar una variación de las Curvas IDF propuestas. Para ello se seleccionaron dos estaciones en base a aquellas que presentan una mayor calidad de las bandas pluviográficas (sin considerar la Estación San Javier); además, se pensó en utilizar una estación para cada extremo latitudinal de la Región. Dados esos antecedentes se escogieron las Estaciones de Embalse Ancoa y Los Queñes.

### **6.7.1. Ajuste de los datos a una función de distribución de Gumbel.**

Los ajustes con series de mayor longitud presentaron excelentes resultados, los cuales fueron avalados por las pruebas de bondad de ajuste aplicadas. Así, en la Estación Embalse Ancoa, el coeficiente de determinación  $R^2$  alcanzó un valor máximo de 99,0%, para la duración de 6 horas y un valor mínimo de 95,1%, para la duración de 1 hora; por su parte, la serie de 15 años presentó valores fluctuantes entre 97,2% y 98,4%.

Por otro lado, la Estación Los Queñes presentó valores entre 94,9% y 98,7% en las series de mayor longitud temporal y valores que oscilan entre 93,1% y 98,6% en las series de 15 años.

Al comparar estos resultados, se puede apreciar que no existen grandes diferencias entre ellos, manteniendo una tendencia a no disminuir el  $R^2$  de un 90%.

En cuanto al test de Kolmogorov – Smirnov, nuevamente se apreció que fue ampliamente aprobado, al comparar en las dos estaciones los valores teóricos y los reales de frecuencia, no existiendo diferencias significativas entre ambas series de datos.

### **6.7.2. Diseño gráfico de las Curvas IDF.**

La construcción de manera gráfica de las Curvas IDF, aumentando las series de años, mostró excelentes resultados, logrando nuevamente conseguir el modelo propuesto por Témez (1978). De igual forma, la gráfica lograda se asemeja a la construida con una serie de 15 años, difiriendo mínimamente en las intensidades de precipitación alcanzadas para cada duración considerada en el estudio.

Así por ejemplo, en la Estación Embalse Ancoa, las intensidades de precipitación de duración 1 hora y período de retorno de 5 años, son un 0,8% superiores en las series de 27 años; por otra parte, las mayores variaciones están asociadas a los períodos de retorno más altos, con fluctuaciones que oscilan alrededor del 11%. En la Estación Los Queñes, las mayores variaciones, 15%, se presentan en las intensidades de precipitación de duración 2 horas y período de retorno de 100 años.

En este marco, en la Estación Embalse Ancoa, las intensidades de precipitación asociadas a un período de retorno y a una duración determinada, muestran una leve tendencia a disminuir (en ningún caso más allá de 1 mm de precipitación), a excepción de las duraciones de 1 hora, las cuales indican una leve tendencia al alza, la cual tampoco sobrepasa 1 mm de precipitación. En la Estación Los Queñes, las series de mayor longitud tienden a bajar sus valores, disminución que se manifiesta en mayor proporción a medida que aumentan los períodos de retorno (donde alcanza valores cercanos a 2 mm de precipitación).

De lo anterior, se desprende que no existen evidencias que pudieran indicar diferencias significativas en la construcción de Curvas IDF con distintos tamaños en las series de años utilizadas para este fin; esto, debido a que las variaciones en las intensidades de precipitación señaladas para cada caso, se encuentran dentro de un marco hidrológico aceptable.

### **6.7.3. Comparación de las Curvas IDF construidas con distintas longitudes de series temporales.**

Como una forma de comprobar estadísticamente la ausencia de diferencias significativas en la construcción de Curvas IDF, con distintas longitudes en las series de años, se aplicó la prueba U de Mann – Whitney, para realizar tres comparaciones en las dos estaciones consideradas para este efecto.

En primer lugar, al comparar los registros máximos de precipitaciones anuales para la duración de 1 hora, entre los períodos 1988 – 2002 y 1972 – 1987 en la Estación Los Queñes, el valor U calculado superó ampliamente a la cifra de U de tabla, demostrándose que no existen diferencias significativas entre los dos períodos analizados. De igual forma, la Estación Embalse Ancoa, mostró idénticos resultados al analizar comparativamente los períodos 1988 – 2002 y 1974 – 1987. Lo anterior, se repitió para las duraciones de 2 horas obteniéndose similares resultados (Apéndice II).

En virtud de lo expuesto, no parecen haber mayores diferencias en la información base al extender las series de años.

Por otra parte, esto se corrobora al comparar los datos de intensidad de precipitación entregados por Gumbel (Apéndice II). Así, en cada estación se compararon los resultados generados por la serie parcial (1988 – 2002, en las dos estaciones consideradas) para cada duración y período de retorno considerado y la serie total (1972 – 2002, Estación Los Queñes y 1974 – 2002, Estación Embalse Ancoa). Así, se verificó que no existen diferencias significativas según la prueba U de Mann – Whitney, lo que estaría señalando que el trabajar con series extensas no necesariamente incrementa la calidad de la inferencia.

## **7. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES.**

### **7.1. Conclusiones.**

De acuerdo a los resultados obtenidos en el estudio de construcción de Curvas IDF en la Región del Maule, se puede concluir lo siguiente:

- Los resultados obtenidos vuelven a dejar de manifiesto que es posible generar Curvas IDF en la Región del Maule, utilizando la metodología propuesta por Téméz (1978), corroborando lo realizado por Abarza (2001).
- La aplicación de la función de distribución de probabilidad de Gumbel, resulta apropiada para ser utilizada en eventos de valores extremos. Esto es corroborado por los resultados obtenidos por las pruebas de bondad de ajuste aplicadas (coeficiente de determinación  $R^2$  y el test de Kolmogorov – Smirnov). Asimismo, no se presentaron diferencias entre los ajustes correspondientes a cada duración, para las estaciones consideradas en el estudio.
- En la construcción de las Curvas IDF, de manera gráfica no se observaron grandes diferencias en cuanto a la forma, manteniéndose un patrón de comportamiento entre ellas, donde se manifiesta claramente la hipótesis de que a menores duraciones, son mayores las intensidades. Sin embargo, las distintas estaciones analizadas, difieren en la escala de intensidades que generó su gráfica.
- De acuerdo a los resultados mostrados por el estudio, un incremento en el número de años utilizados en la construcción de Curvas IDF, no parece presentar mayor relevancia en la información que éstas entregan; ésto se manifiesta en los dos casos estudiados, en los cuales las intensidades de precipitación presentan un patrón de conducta similar, sin diferir significativamente al ampliar la base de datos. De acuerdo a esto, se puede concluir que

para la Región del Maule, con 15 años de información, es posible construir Curvas IDF de buena calidad.

## 7.2. Recomendaciones.

- Para el diseño de obras de ingeniería, se recomienda el uso de las tablas que entregan de forma directa los valores de intensidades de precipitación asociados a una respectiva duración y período de retorno.
- En las zonas cercanas al área de estudio donde sólo se cuente con información pluviométrica y se presenten condiciones climáticas similares al de la estación seleccionada, se deberá utilizar las tablas de uso práctico que proporcionan el parámetro  $k$ ; de esta forma, se estimarán intensidades para distintas duraciones y períodos de retorno, en función de las duraciones de 24 horas.
- Se recomienda el uso de los siguientes modelos matemáticos ajustados en cada estación en estudio, los cuales pueden ser extrapolados hacia zonas cercanas con similares condiciones climáticas. Estos pueden ser utilizados en estudios y/o diseños de obras de ingeniería hidrológica e hidráulica, llevados a cabo por organismos técnicos o instituciones ligadas al área de la hidrología. Dichos modelos son:

$$I = \frac{61,172749 * T^{0,146487}}{D^{0,364704}} \quad \text{Estación Embalse Ancoa}$$

$$I = \frac{83,312468 * T^{0,182221}}{D^{0,426912}} \quad \text{Estación Potrero Grande}$$

$$I = \frac{68,344975 * T^{0,169347}}{D^{0,402026}} \quad \text{Estación Los Queñes}$$

$$I = \frac{52,472069 * T^{0,181694}}{D^{0,37151}} \quad \text{Estación San Manuel}$$

$$I = \frac{78,08549 * T^{0,183157}}{D^{0,418161}} \quad \text{Estación Embalse Digua}$$

$$I = \frac{86,144985 * T^{0,160268}}{D^{0,423356}} \quad \text{Estaciones en Conjunto}$$

- Para la lectura de las bandas pluviográficas, se considera pertinente analizar los chubascos de manera independiente y no seguir una interpretación sistemática; de este modo, se evita repetir los muestreos, agilizando la toma de datos.
- Finalmente, es importante destacar que el ajuste del modelo Estaciones en Conjunto es solo una aproximación a lo que se podría realizar en este tipo de situaciones, por lo que se aconseja ampliar las investigaciones relacionadas a Curvas IDF que abarquen zonas extensas. De este modo, la obtención de modelos universales podría facilitar la generación de datos para futuras investigaciones.

## **8. BIBLIOGRAFÍA.**

- ABARZA, A. 2001. Análisis comparativo de las Curvas Intensidad - Duración - Frecuencia (IDF), en seis estaciones pluviográficas distribuidas en la zona cordillerana andina y el valle central de la VII Región de Chile. Tesis Ing. Forestal. Talca. Universidad de Talca. 105 p.
- APARICIO, F. 1997. Fundamentos de hidrología de superficie. Balderas. México. Limusa. 303 p.
- B.C.N. 2003. Biblioteca del Congreso Nacional. Información Regional: Sus Regiones. Disponible en: <http://www.bcn.cl/index2.html>. Consultado el 16 de diciembre de 2003.
- BEDIANT, P.; HUBER, W. 2002. Hydrology and foodplain analysis. Editorial Prentice Hall. Tercera edition. U.S.A. 751 p.
- CID, L.; MORA, C.; VALENZUELA, M. 1990. Estadística matemática. Probabilidades e inferencia estadística. Universidad de Concepción. Facultad de ciencias. Departamento de matemáticas. 319 p.
- CANAVOS, G. 1995. Probabilidad y estadística. Aplicaciones y métodos. Editorial McGraw-Hill Interamericana. México. 651 p.
- CUADRAT, J.; PITA, M. 2000. Climatología. Segunda edición. Ediciones Cátedra. Madrid. España. 469 p.
- CHEN, C. L. 1983. Rainfall intensity – duration - frequency formulas. Journal of Hydrology 109(12): (1603-1621).

- CHOW, V.; MAIDMENT, D.; MAYS, L. 1994. Hidrología aplicada. Santa Fé de Bogotá, Colombia. Editorial Mc Graw-Hill. 584 p.
- DE FRAJA, E. 1993. Saneamiento de la cuenca hidrológica del río Bío Bío y del área adyacente. Estudio de prefactibilidad. Universidad de Concepción. Concepción. Chile. 600 p.
- DICKINSON, T. 1977. Rainfall intensity-frequency relationships from monthly extremes. *Journal of Hydrology* 35: (137-145).
- 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.
- FERNANDEZ, F. 1995. Manual de climatología aplicada. Clima, medio ambiente y planificación. Editorial síntesis. Primera edición. Madrid. España. 285 p.
- FLORES, J. 1999. Aplicación de la ecuación de Manning para la estimación de caudales instantáneos en el río Maule. (Estación Forel, VII Región). Tesis Ing. Forestal. Talca. Universidad de Talca. 103 p.
- GUJARATI, D. 1992. Econometría. Segunda edición. Editorial Mc Graw-Hill Latinoamericana. D. F. México. 597 p.
- HERAS, R. 1983. Recursos hidráulicos. Síntesis, metodología y normas. Editorial Mc Graw-Hill. Madrid. España. 361 p.
- I.N.E., 2002. Resultados del censo 2002. Disponible en: <http://www.ine.cl/cd2002/index.php>. Consultado el 16 de diciembre de 2003.

- JORDÁN, C. 2002. Análisis de los coeficientes de escorrentía para la cuenca del río Purapel, estación Nirivilo, período 1970 – 1990. Tesis Ing. Forestal. Talca. Universidad de Talca. 112 p.
- LINSLEY, R.; KOHLER, M.; PAULHUS, J. 1949. Applied hydrology. Editorial Mc Graw – Hill Book Company, Inc. U.S.A. 689 p.
- LINSLEY, R.; KOHLER, M.; PAULHUS, J. 1988. Hidrología para ingenieros. Segunda edición. Editorial Mc Graw-Hill. México D.F. México. 386 p.
- LOPEZ CADENAS, F. 1998. Restauración hidrológico forestal de cuencas y control de la erosión. Tragsa, Tragsatec y Ministerio de medio Ambiente. Mundi – Prensa. Madrid. España. 902 p.
- MASON, R.; LIND, D. 1995. Estadística para la administración y economía. Editorial Alfa omega. D. F. México. 911 p.
- MENDENHALL, W.; SINCICH, T. 1997. Probabilidad y estadística para ingeniería y ciencias. Editorial Prentice – Hall. D.F. México. 1182 p.
- MINTEGUI, J.; LÓPEZ, F. 1990. La ordenación agrohidrológica en la planificación. Servicio Central de Publicaciones del Gobierno Vasco. Vitoria-Gasteiz. España. 306 p.
- MINTEGUI, J.; ROBREDO, J. 1993. Métodos para la estimación de los efectos torrenciales en una cuenca hidrográfica. Editorial Prentice – Hall. Madrid. España. 88 p.
- MONSALVE, G. 1999. Hidrología en la ingeniería. Segunda edición. Editorial Alfa Omega S.A. Santa Fé de Bogotá. Colombia. 382 p.

- NETER, J.; KUTNER, C.; NACHTS, H.; WASSERMAN, W. 1996. Applied linear statistical models. Cuarta edición. Editorial Mc Graw Hill. U.S.A. 1408 p.
- PIZARRO, R; NOVOA, P. 1986. Elementos técnicos de hidrología. Corporación Nacional Forestal (CONAF). La Serena. Chile. 78 p.
- PIZARRO, R.; SANGÜESA, C.; FLORES, J.; RAMÍREZ, C.; MARABOLÍ, F.; CUITIÑO, H. 2003. Estudios hidrológicos en la Región del Maule. Volumen I. Universidad de Talca. Talca. Chile. 195 p.
- PONCE, V. 1989. Engineering hydrology principles and practices. Editorial Prentice – Hall. USA. 640 p.
- ROMÁN, L. 2003. Análisis comparativo de las curvas Intensidad – Duración – Frecuencia (IDF) en cinco estaciones pluviográficas de la Región Metropolitana. Tesis Ing. Forestal. Talca. Universidad de Talca. 105 p.
- STAPPUNG, G. 1999. Lluvias de diseño de sistemas de aguas lluvias en Chile. XIV Congreso Chileno de Ingeniería Hidráulica. Chile.
- TÉMEZ, J. 1978. Cálculo hidrometeorológico de caudales máximos en pequeñas cuencas naturales. Dirección General de Carreteras. Madrid. España. 111 p.
- VARAS, E.; BOIS, P. 1998. Hidrología probabilística. Primera edición. Universidad Católica de Chile. Santiago. Chile. 156 p.
- VIESSMAN, W.; LEWIS, G. 2002. Introduction to hidrology. Editorial Pearson education, Inc. Quinta edición. U.S.A.

# APÉNDICES

## **APÉNDICE I**

**ANÁLISIS Y SUPUESTOS DE REGRESIÓN,  
PARA CADA MODELO AJUSTADO**

# MODELO I: ESTACIÓN EMBALSE ANCOA

## 1. ANÁLISIS DE REGRESIÓN LINEAL MÚLTIPLE (54 DATOS).

Tabla N° 1: Modelo lineal múltiple:  $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$ .

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1, X2		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	1,94568	0,0328804	59,1744	0,0000
a1	0,132104	0,0137826	9,58486	0,0000
a2	-0,40843	0,00945919	-43,1782	0,0000

Tabla N° 2: Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	3,23137	2	1,61569	978,11	0,0000
Residuos	0,0842439	51	0,00165184		
Total	3,31561	53			

Coeficiente de determinación  $R^2$  = 97,45 %  
 $R^2$  ajustado = 97,35 %  
 EEE = 0,0406428  
 Estadístico Durbin – Watson = 0,1836  
 Error absoluto = 0,0342313

Tabla N° 3: Puntos influyentes

Columna	Leverage	Distance	DFITS
1	0,126561	6,55362	-0,709751

Gráfico N° 1

Plot of Y

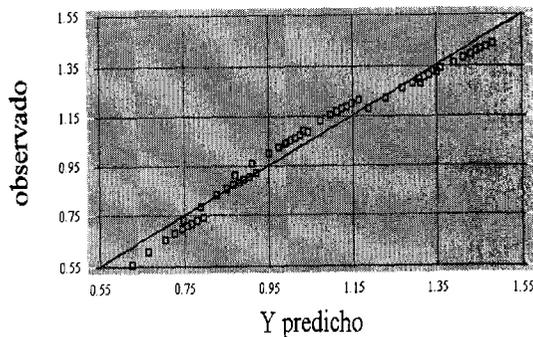
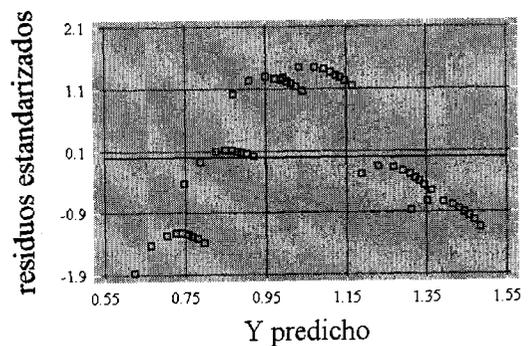


Gráfico N° 2

Gráfico de Residuos



## 2. SUPUESTOS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN EMBALSE ANCOA (54 DATOS).

### 2.1. Supuesto de Normalidad.

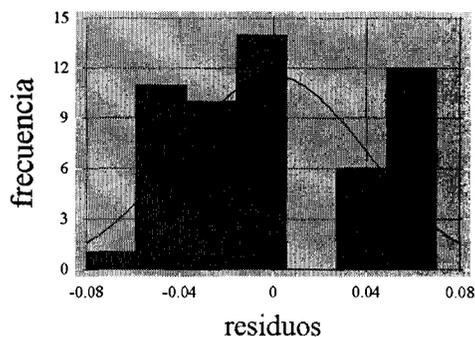
- Test de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS = 0,1177  
 Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS = 0,1742  
 Estimación completa estadístico DN = 0,1742  
 Valor p aproximado = 0,0754

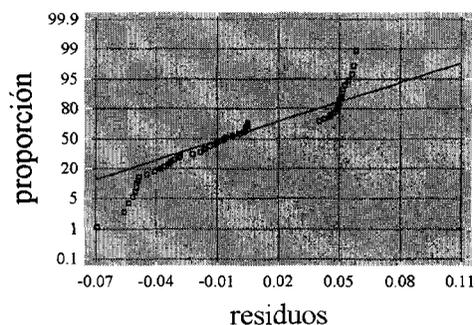
Como valor  $p = 0,0754$  es mayor que  $\alpha = 0,05$  indica que existe normalidad entre los residuos.

- Histograma de Frecuencias.

**Gráfico N° 3**  
Histograma de Residuos



**Gráfico N° 4**  
Gráfico de Normalidad de Residuos



Gráficamente se evidencian problemas. Sin embargo, se acepta el supuesto de normalidad.

### 2.2. Supuesto de Homocedasticidad.

- Test de Goldfed-Quandt ( $c = 18$ ) (95% de confianza).

Y v/s X1

**Tabla N° 4:** Recta 1. Análisis de Varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,0247318	1	0,0247318	0,36	0,5554
Residuos	1,09094	16	0,0681838		
Total	1,11567	17			

**Tabla N° 5:** Recta 2. Análisis de Varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,00178532	1	0,00178532	0,03	0,8697
Residuos	1,02796	16	0,0642476		
Total	1,02975	17			

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

K calculado =  $(1,09094 / 16) / (1,02796 / 16) = 1,0613$

K tabla = 2,33

Y v/s X2

**Tabla N° 6:** Recta 1. Análisis de Varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,0456239	1	0,0456239	16,76	0,0008
Residuos	0,0435573	16	0,00272233		
Total	0,0891812	17			

**Tabla N° 7:** Recta 2. Análisis de Varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,140165	1	0,140165	37,37	0.0000
Residuos	0,0600081	16	0,0037505		
Total	0,200173	17			

$$K \text{ calculado} = (SCR_2 / g.l.) / (SCR_1 / g.l.)$$

$$K \text{ calculado} = (0,0600081 / 16) / (0,0435573 / 16) = 1,3780$$

$$K \text{ tabla} = 2,33$$

Luego, para un nivel de significancia de 95 %, como el K de tabla es mayor al K calculado se concluye que no existe presencia de heterocedasticidad de los residuos. Además el gráfico de dispersión de residuos no muestra una tendencia entre ellos.

### 2.3. Supuesto de no autocorrelación.

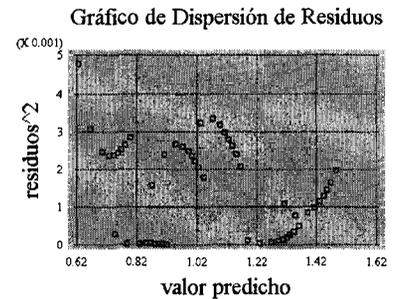
- Test de Durbin-Watson ( $\alpha = 0,05$ ).

**Tabla N° 8:** Test de Durbin – Watson.

$d = 0,1836 ; d_L = 1,4844 ; d_U = 1,6384$
$0 < d < d_L$
$0 < 0,1836 < 1,4844$

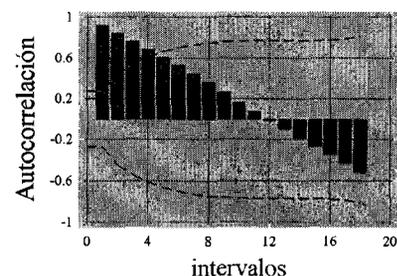
Como  $0 < d < d_L$ , para un nivel de significancia de 95 %, el test de Durbin-Watson, revela que existe autocorrelación negativa de los residuos. Además el gráfico de autocorrelación de residuos corrobora que no se cumple el supuesto de no autocorrelación.

**Gráfico N° 5**



**Gráfico N° 6**

Gráfico de Autocorrelación de Residuos



### 3. ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO AUTOCORRELACIÓN DEL MODELO LINEAL MÚLTIPLE TRANSFORMADO: ESTACIÓN EMBALSE ANCOA (53 DATOS).

**Tabla N° 9:** Modelo lineal múltiple transformado:  $Y^* = a_0 + a_1X_1^*t + a_2X_2^*t$

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1*t, X2*t		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	0,164006	0,013071	12,5473	0,0000
a1	0,146487	0,0108614	13,4869	0,0000
a2	-0,364704	0,0414702	-8,79437	0,0000

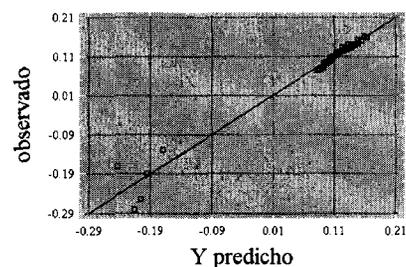
**Tabla N° 10:** Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,499476	2	0,249738	866,56	0,0000
Residuos	0,0144097	50	0,000288194		
Total	0,513886	52			

Coeficiente de determinación  $R^2$  = 97,20 %  
 $R^2$  ajustado = 97,08 %  
 EEE = 0,0169763  
 Estadístico Durbin – Watson = 1,8680  
 Error absoluto = 0,00771339

**Gráfico N° 7**

plot of Y



#### 3.1. Supuesto de no autocorrelación.

- Test de Durbin-Watson ( $\alpha = 0,05$ ).

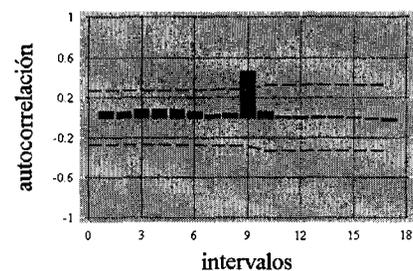
**Tabla N° 11:** Test de Durbin – Watson.

$d = 1,8680$ ; $d_L = 1,4788$ ; $d_U = 1,6358$
$d_U < d < 4 - d_U$
$1,6358 < 1,8680 < 2,3642$

Como  $d_U < d < 4 - d_U$ , para un nivel de significancia de 95 %, el test de Durbin-Watson, revela que no existe autocorrelación positiva ni negativa de los residuos. Sin embargo, gráficamente podría afirmarse la presencia de autocorrelación de los residuos, no obstante como se trata de una sola frecuencia fuera del intervalo, se está en condiciones de afirmar la no autocorrelación de los residuos.

**Gráfico N° 8**

Gráfico de Autocorrelación de Residuos



## MODELO II: ESTACIÓN POTRERO GRANDE

### 1. ANÁLISIS DE REGRESIÓN LINEAL MÚLTIPLE (54 DATOS).

**Tabla N° 1:** Modelo lineal Múltiple:  $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$ .

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1, X2		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	1,95397	0,0242149	80,6928	0,0000
a1	0,175137	0,0101503	17,2544	0,0000
a2	-0,43419	0,00696625	-62,3277	0,0000

**Tabla N° 2:** Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	3,74706	2	1,87353	2091,23	0,0000
Residuos	0,0456908	51	0,000895898		
Total	3,79275	53			

Coeficiente de determinación  $R^2$  = 98,80 %  
 $R^2$  ajustado = 98,75 %  
 EEE = 0,0299316  
 Estadístico Durbin – Watson = 0,3212  
 Error absoluto = 0,0248518

**Tabla N° 3:** Residuos inusuales.

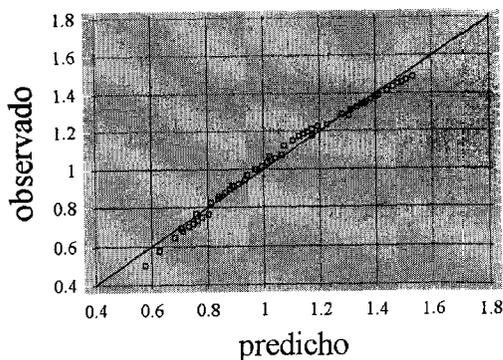
Columna	Y	Y estimado	Residuos	Residuos stnd.
46	0,499786	0,574348	-0,0745621	-2,84

**Tabla N° 4:** Puntos influyentes.

columna	Leverage	Distance	DFITS
9	0,0891486	4,10831	-0,506973
46	0,126561	6,55362	-1,08288
47	0,0820491	3,66678	-0,496683

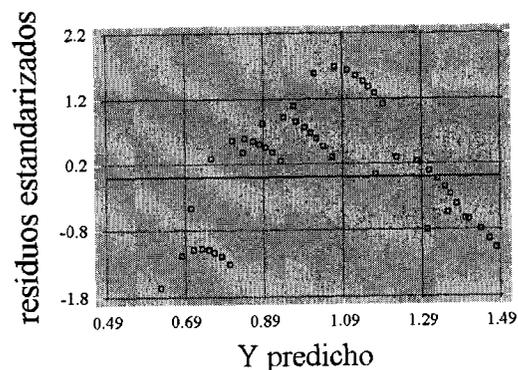
**Gráfico N° 1**

Plot of Y



**Gráfico N° 2**

Gráfico de Residuos



## 2. SUPUESTOS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN POTRERO (54 DATOS).

### 2.1. Supuesto de Normalidad.

- Test de Kolmogorov-Smirnov.

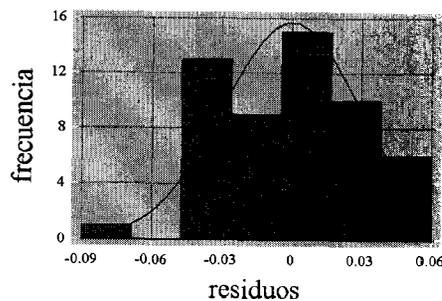
Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS = 0,0971  
 Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS = 0,1105  
 Estimación completa estadístico DN = 0,1105  
 Valor p aproximado = 0,5399

Como valor  $p = 0,539952$  es mayor que  $\alpha = 0,05$  esto indica que existe normalidad entre los residuos.

- Histograma de Frecuencias.

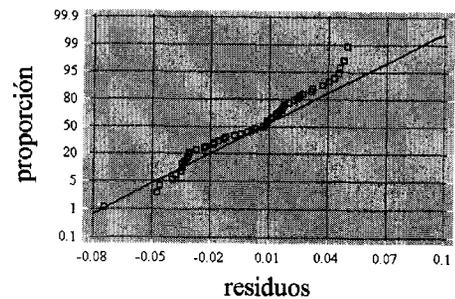
**Gráfico N° 3**

Histograma de Residuos



**Gráfico N° 4**

Gráfico de Normalidad de Residuos



Gráficamente tampoco existen problemas de normalidad.

### 2.2. Supuesto de Homocedasticidad.

- Test de Goldfed-Quandt ( $c = 18$ ) (95% de confianza).

Y v/s X1

**Tabla N° 5:** Recta 2. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,0465239	1	0,0465239	0.60	0,4506
Residuos	1,24476	16	0,0777972		
Total	1,29128	17			

**Tabla N° 6:** Recta 2. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,0028305	1	0,0028305	0,04	0,8435
Residuos	1,12548	16	0,0703425		
Total	1,12831	17			

K calculado =  $(SCR_2 / g.l.) / (SCR_1 / g.l.)$   
 K calculado =  $(1,12548 / 16) / (1,24476 / 16) = 0,9042$   
 K tabla = 2,33

Y v/s X2

**Tabla N° 7:** Recta 1. Análisis de Varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,049414	1	0,049414	10,94	0,0044
Residuos	0,0722592	16	0,0045162		
Total	0,121673	17			

**Tabla N° 8:** Recta 2. Análisis de Varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0.146623	1	0.146623	21.08	0.0003
Residuos	0.111293	16	0.00695584		
Total	0.257916	17			

$$K \text{ calculado} = (SCR_2 / g.l.) / (SCR_1 / g.l.)$$

$$K \text{ calculado} = (0,111293 / 16) / (0,0722592 / 16) = 1,5402$$

$$K \text{ tabla} = 2,33$$

Luego, para un nivel de significancia de 95 %, como el K de tabla es mayor al K calculado se concluye que no existe presencia de heterocedasticidad de los residuos. Además el gráfico de dispersión de residuos no muestra una tendencia entre ellos.

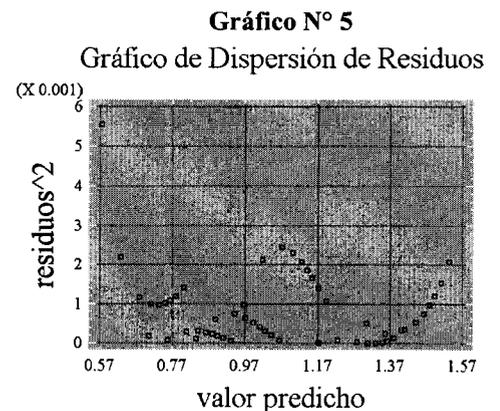
### 2.3. Supuesto de no autocorrelación.

- Test de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ ).

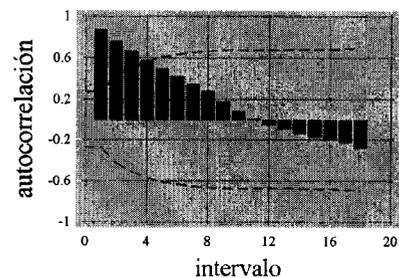
**Tabla N° 9:** Test de Durbin – Watson.

$d = 0,3212$ ; $d_L = 1,4844$ ; $d_u = 1,6384$
$0 < d < d_L$
$0 < 0,3212 < 1,4844$

Como  $0 < d < d_L$ , para un nivel de significancia de 95 %, el test de Durbin-Watson, revela que existe autocorrelación negativa de los residuos. Además el gráfico de autocorrelación de residuos corrobora que no se cumple el supuesto de no autocorrelación.



**Gráfico N° 6**  
Gráfico de Autocorrelación de Residuos



### 3. ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO AUTOCORRELACIÓN DEL MODELO LINEAL MÚLTIPLE TRANSFORMADO: ESTACIÓN POTRERO GRANDE (53 DATOS).

**Tabla N° 10:** Modelo lineal múltiple transformado:  $Y^* = a_0 + a_1X_1^*t + a_2X_2^*t$

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1*t, X2*t		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	0,308466	0,0126361	24,4114	0,0000
a1	0,182221	0,00775682	23,4916	0,0000
a2	-0,426912	0,0240487	-17,7519	0,0000

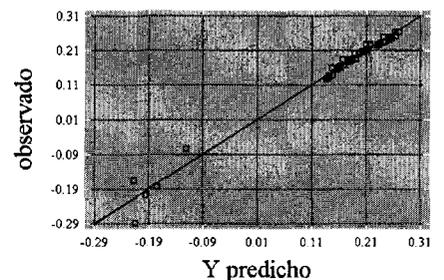
**Tabla N° 11:** Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,747735	2	0,373868	1402,90	0,0000
Residuos	0,0133248	50	0,000266496		
Total	0,76106	52			

Coeficiente de determinación  $R^2 = 98,25 \%$   
 $R^2$  ajustado = 98,18 %  
 EEE = 0,0163247  
 Estadístico Durbin – Watson = 1,9015  
 Error absoluto = 0,00884156

**Gráfico N° 7**

Plot of Y



#### 3.1. Supuesto de no autocorrelación.

- Test de Durbin-Watson ( $\alpha = 0,05$ ).

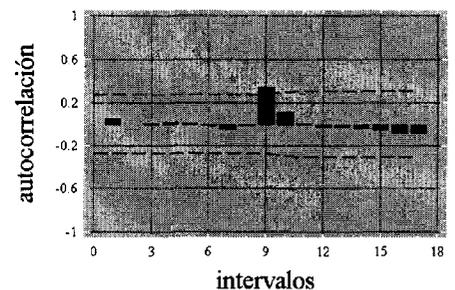
**Tabla N° 12 :** Test de Durbin – Watson.

$d = 1,9015 ; d_L = 1,4788 ; d_u = 1,6358$
$d_u < d < 4 - d_u$
$1,6358 < 1,9015 < 2,3642$

Como  $d_u < d < 4 - d_u$ , para un nivel de significancia de 95 %, el test de Durbin-Watson, revela que no existe autocorrelación positiva ni negativa de los residuos. Sin embargo, gráficamente podría afirmarse la presencia de autocorrelación de los residuos, no obstante como se trata de una sola frecuencia fuera del intervalo, se está en condiciones de afirmar la no autocorrelación de los residuos.

**Gráfico N° 8**

Gráfico de Autocorrelación de Residuos



# MODELO III: ESTACIÓN LOS QUEÑES

## 1. ANÁLISIS DE REGRESIÓN LINEAL MÚLTIPLE (54 DATOS).

Tabla N° 1: Modelo lineal Múltiple:  $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$ .

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1, X2		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	1,95524	0,0161741	120,887	0,0000
a1	0,158077	0,00677977	23,3159	0,0000
a2	-0,43514	0,00465304	-93,5174	0,0000

Tabla N° 2: Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	3,71287	2	1,85644	4644,56	0,0000
Residuos	0,0203847	51	0,000399701		
Total	3,73326	53			

Coeficiente de determinación  $R^2$  = 99,45%  
 $R^2$  ajustado = 99,43 %  
 EEE = 0,0199925  
 Estadístico Durbin – Watson = 0,1670  
 Error absoluto = 0,0145085

Tabla N° 3: Residuos inusuales.

Columna	Y	Y estimado	Residuos	Residuos stnd.
1	0,510906	0,560409	-0,049503	-2,82
20	0,908676	0,869975	0,0387009	2,05
21	0,960288	0,917561	0,0427268	2,25
22	0,987417	0,945397	0,0420202	2,20
23	1,00557	0,965147	0,0404273	2,11
24	1,01911	0,980466	0,0386417	2,02

Tabla N° 4: Puntos influyentes.

Columna	Leverage	Distance	DFITS
1	0,126561	6,55362	-1,07531

Gráfico N° 1  
Plot of Y

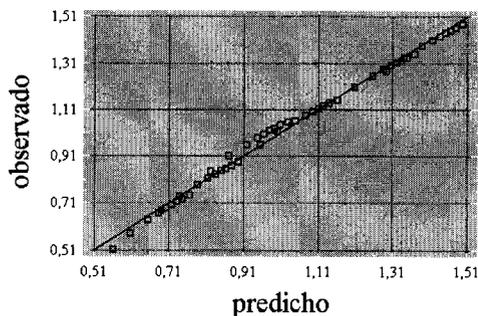
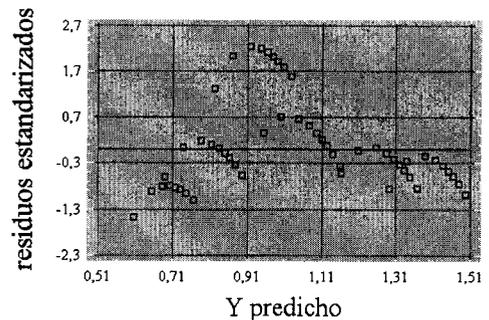


Gráfico N° 2  
Gráfico de Residuos



## 2. SUPUESTOS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN LOS QUEÑES (54 DATOS).

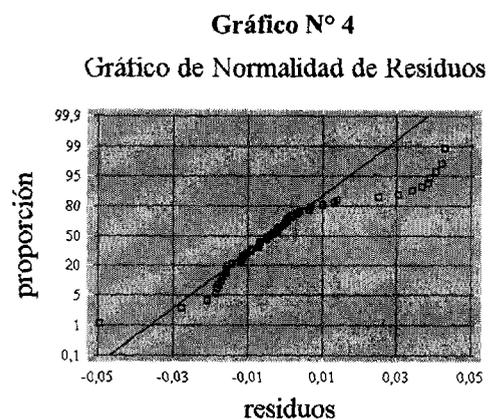
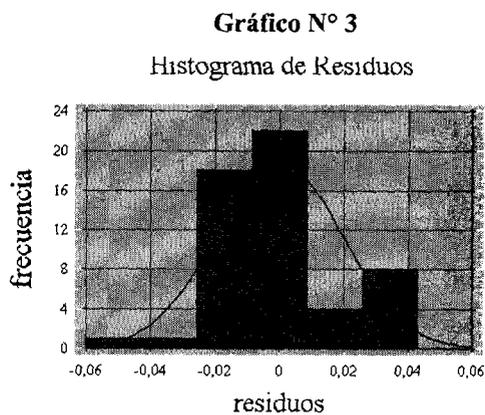
### 2.1. Supuesto de Normalidad.

- Test de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS = 0,1618  
 Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS = 0,1154  
 Estimación completa estadístico DN = 0,1618  
 Valor p aproximado = 0,1185

Como valor  $p = 0,118471$  es mayor que  $\alpha = 0,05$  esto indica que existe normalidad entre los residuos.

- Histograma de Frecuencias.



- Gráficamente tampoco existen problemas de normalidad.

### 2.2. Supuesto de Homocedasticidad.

- Test de Goldfed-Quandt ( $c = 18$ ) (95% de confianza).

Y v/s X1

**Tabla N° 5:** Recta 1. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,0368711	1	0,0368711	0,49	0,4939
Residuos	1,20378	16	0,0752362		
Total	1,24065	17			

**Tabla N° 6:** Recta 2. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,00240395	1	0,00240395	0,03	0,8571
Residuos	1,1487	16	0,0717941		
Total	1,15111	17			

K calculado =  $(SCR_2 / g.l.) / (SCR_1 / g.l.)$   
 K calculado =  $(1,1487 / 16) / (1,20378 / 16) = 0,9542$   
 K tabla = 2,33

Y v/s X2

**Tabla N° 7:** Recta 1. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Model	0,0734429	1	0,0734429	17,19	0,0008
Residuos	0,0683586	16	0,00427242		
Total	0,141802	17			

**Tabla N° 8:** Recta 2. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,101017	1	0,101017	19,62	0,0004
Residuos	0,0823943	16	0,00514964		
Total	0,183412	17			

$$K \text{ calculado} = (SCR_2 / g.l.) / (SCR_1 / g.l.)$$

$$K \text{ calculado} = (0,0823943 / 16) / (0,0683586 / 16) = 1,2053$$

$$K \text{ tabla} = 2,33$$

Luego, para un nivel de significancia de 95 %, como el K de tabla es mayor al K calculado se concluye que no existe presencia de heterocedasticidad de los residuos. Además el gráfico de dispersión de residuos no muestra una tendencia entre ellos.

### 2.3. Supuesto de no autocorrelación.

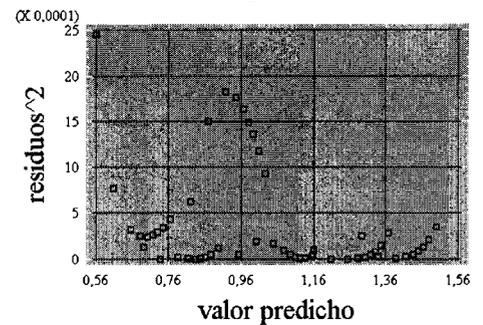
- Test de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ ).

**Tabla N° 9 :** Test de Durbin – Watson.

$D = 0,1670 ; d_L = 1,4844 ; d_U = 1,6384$
$0 < d < d_L$
$0 < 0,1670 < 1,4844$

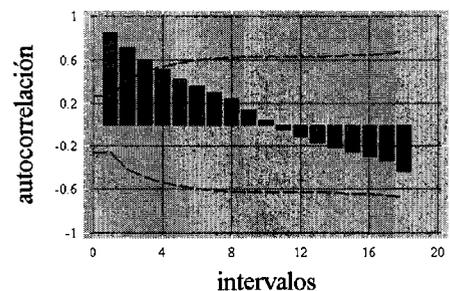
Como  $0 < d < d_L$ , para un nivel de significancia de 95 %, el test de Durbin-Watson, revela que existe autocorrelación negativa de los residuos. Además el gráfico de autocorrelación de residuos corrobora que no se cumple el supuesto de no autocorrelación.

**Gráfico N° 5**  
Gráfico de Dispersión de Residuos



**Gráfico N° 6**

Gráfico de Autocorrelación de Residuos



### 3. ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO AUTOCORRELACIÓN DEL MODELO LINEAL MÚLTIPLE TRANSFORMADO: ESTACIÓN LOS QUEÑES (53 DATOS).

**Tabla N° 10:** Modelo lineal múltiple transformado:  $Y = a_0 + a_1X_1*t + a_2X_2*t$

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1*t, X2*t		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	0,153198	0,00814926	18,7991	0,0000
a1	0,169347	0,00720621	23,5001	0,0000
a2	-0,402026	0,0280881	-14,313	0,0000

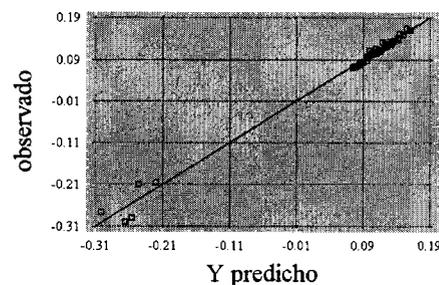
**Tabla N° 11:** Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,644681	2	0,32234	2840,82	0,0000
Residuos	0,00567336	50	0,000113467		
Total	0,650354	52			

Coeficiente de determinación  $R^2$  = 99,13 %  
 $R^2$  ajustado = 99,09 %  
 EEE = 0,0106521  
 Estadístico Durbin – Watson = 1,8487  
 Error absoluto = 0,00587505

**Gráfico N° 7**

Plot of Y



#### 3.1. Supuesto de no autocorrelación.

- Test de Durbin-Watson ( $\alpha = 0,05$ ).

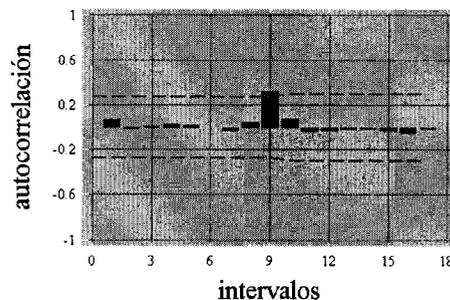
**Tabla N° 12:** Test de Durbin – Watson.

$d = 1,8487$ ; $d_L = 1,4788$ ; $d_U = 1,6358$
$d_U < d < 4 - d_U$
$1,6358 < 1,8487 < 2,3642$

Como  $d_U < d < 4 - d_U$ , para un nivel de significancia de 95 %, el test de Durbin-Watson, revela que no existe autocorrelación positiva ni negativa de los residuos. Sin embargo, gráficamente podría afirmarse la presencia de autocorrelación de los residuos, no obstante como se trata de una sola frecuencia fuera del intervalo, se está en condiciones de afirmar la no autocorrelación de los residuos.

**Gráfico N° 8**

Gráfico de Autocorrelación de Residuos



# MODELO IV: ESTACIÓN SAN MANUEL

## 1. ANÁLISIS DE REGRESIÓN LINEAL MÚLTIPLE: ESTACIÓN SAN MANUEL (54 DATOS).

Tabla N° 1: Modelo lineal Múltiple:  $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$ .

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1, X2		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	1,86034	0,0261989	71,0082	0,0000
a1	0,164828	0,0109819	15,009	0,0000
a2	-0,405168	0,00753703	-53,757	0,0000

Tabla N° 2: Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	3,26686	2	1,63343	1557,54	0,0000
Residuos	0,0534849	51	0,00104872		
Total	3,32035	53			

Coeficiente de determinación  $R^2$  = 98,39 %  
 $R^2$  ajustado = 98,33 %  
 EEE = 0,032384  
 Estadístico Durbin – Watson = 0,1671  
 Error absoluto = 0,0245714

Tabla N° 3: Residuos inusuales.

Columna	Y	Yestimado	Residuos	Residuos std.
1	0,505218	0,573916	-0,0686978	-2,37

Tabla N° 4: Puntos influyentes.

Columna	Leverage	Distance	DFITS
1	0,126561	6,55362	-0,902307
2	0,0820491	3,66678	-0,498475
9	0,0838031	3,77523	-0,539596

Gráfico N° 1

Plot of Y

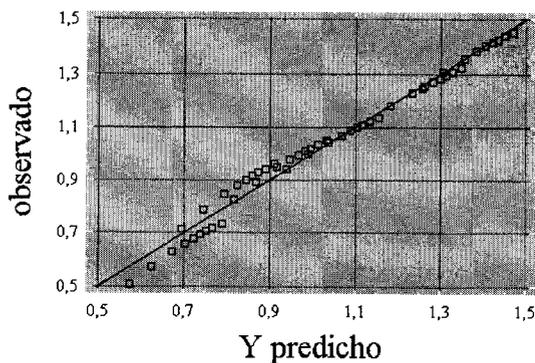
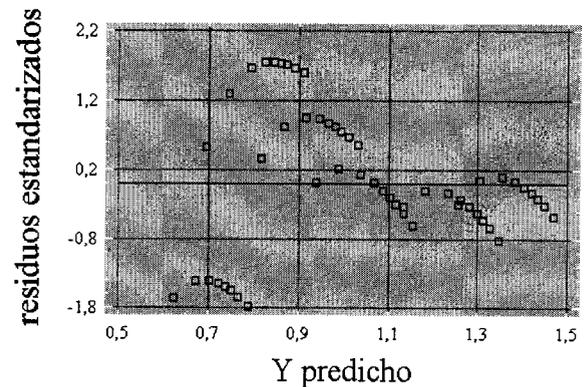


Gráfico N° 2

Gráfico de Residuos



## 2. SUPUESTOS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN SAN MANUEL (54 DATOS).

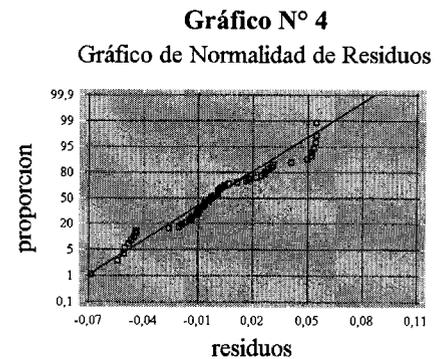
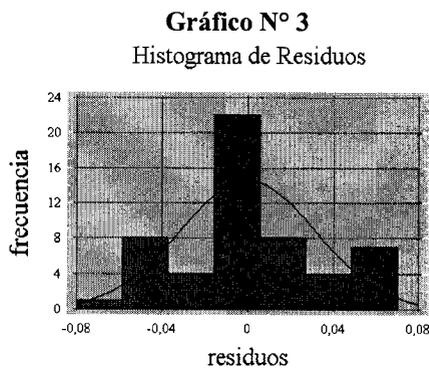
### 2.1. Supuesto de Normalidad.

- Test de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS = 0,0911  
 Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS = 0,0796  
 Estimación completa estadístico DN = 0,0911  
 Valor p aproximado = 0,7615

Como valor  $p = 0,761465$  es mayor que  $\alpha = 0,05$  esto indica que existe normalidad entre los residuos.

- Histograma de Frecuencias.



- Gráficamente tampoco existen problemas de normalidad.

### 2.2. Supuesto de Homocedasticidad.

- Test de Goldfed-Quandt ( $c = 18$ ) (95% de confianza).

Y v/s X1

**Tabla N° 5:** Recta 1. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,0405401	1	0,0405401	0,61	0,4468
Residuos	1,0661	16	0,066631		
Total	1,10664	17			

**Tabla N° 6:** Recta 2. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,0025699	1	0,0025699	0,04	0,8419
Residuos	1,00033	16	0,0625206		
Total	1,0029	17			

K calculado =  $(SCR_2 / g.l.) / (SCR_1 / g.l.)$   
 K calculado =  $(1,00033 / 16) / (1,0661 / 16) = 0,9383$   
 K tabla = 2,33

Y v/s X2

**Tabla N° 7:** Recta 1. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,0759872	1	0,0759872	17,2	0,0007
Residuos	0,0703262	16	0,00439539		
Total	0,146313	17			

**Tabla N° 8:** Recta 2. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,217342	1	0,21734	36,2	0,0000
Residuos	0,0960352	16	0,0060022		
Total	0,313377	17			

$$K \text{ calculado} = (SCR_2 / g.l.) / (SCR_1 / g.l.)$$

$$K \text{ calculado} = (0,0960352 / 16) / (0,0703262 / 16) = 1,3656$$

$$K \text{ tabla} = 2,33$$

Luego, para un nivel de significancia de 95 %, como el K de tabla es mayor al K calculado se concluye que no existe presencia de heterocedasticidad de los residuos. Además el gráfico de dispersión de residuos no muestra una tendencia entre ellos.

### 2.3. Supuesto de no autocorrelación.

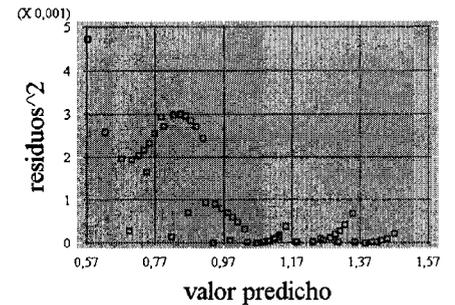
- Test de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ ).

**Tabla N° 9 :** Test de Durbin – Watson.

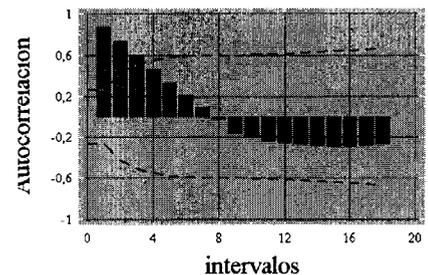
D = 0,1671 ; $d_L = 1,4844$ ; $d_u = 1,6384$
$0 < d < d_L$
$0 < 0,1671 < 1,4844$

Como  $0 < d < d_L$ , para un nivel de significancia de 95 %, el test de Durbin-Watson, revela que existe autocorrelación negativa de los residuos. Además el gráfico de autocorrelación de residuos corrobora que no se cumple el supuesto de no autocorrelación.

**Gráfico N° 5**  
Gráfico de Dispersión de Residuos



**Gráfico N° 6**  
Gráfico de Autocorrelación de Residuos



### 3. ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO AUTOCORRELACIÓN DEL MODELO LINEAL MÚLTIPLE TRANSFORMADO: ESTACIÓN SAN MANUEL (53 DATOS).

Tabla N° 10: Modelo lineal múltiple transformado:  $Y = a_0 + a_1X_1*t + a_2X_2*t$

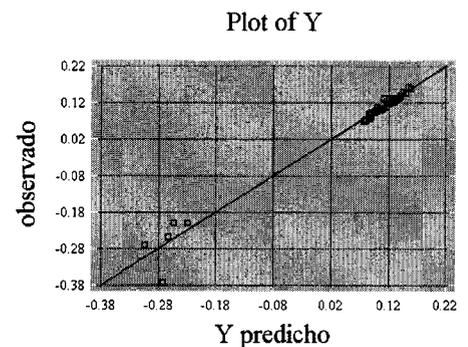
Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1*t, X2*t		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	0,1437	0,0135215	10,6275	0,0000
a1	0,181694	0,0119516	15,2024	0,0000
a2	-0,37151	0,0465786	-7,97598	0,0000

Tabla N° 11: Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,667935	2	0,333967	1069,22	0,0000
Residuos	0,0156174	50	0,000312348		
Total	0,683552	52			

Coeficiente de determinación  $R^2$  = 97,72 %  
 $R^2$  ajustado = 97,62 %  
 EEE = 0,0176734  
 Estadístico Durbin – Watson = 1,9153  
 Error absoluto = 0,00786998

Gráfico N° 7



#### 3.1. Supuesto de no autocorrelación.

- Test de Durbin-Watson ( $\alpha = 0,05$ ).

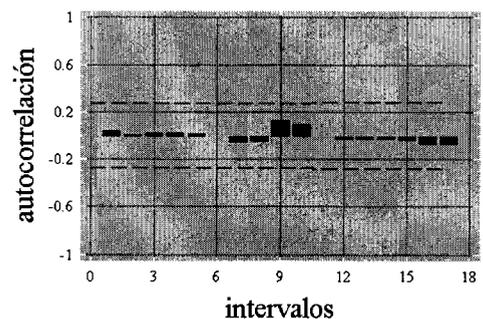
Tabla N° 12: Test de Durbin – Watson.

$d = 1,9153$ ; $d_L = 1,4788$ ; $d_u = 1,6358$
$d_u < d < 4 - d_u$
$1,6358 < 1,9153 < 2,3642$

Como  $d_u < d < 4 - d_u$ , para un nivel de significancia de 95 %, el test de Durbin-Watson, revela que no existe autocorrelación positiva ni negativa de los residuos. Gráficamente, tampoco existen evidencias de presencia de autocorrelación.

Gráfico N° 8

Gráfico de Autocorrelación de Residuos



# MODELO V: ESTACIÓN EMBALSE DIGUA

## 1. ANÁLISIS DE REGRESIÓN LINEAL MÚLTIPLE: ESTACIÓN EMBALSE DIGUA (54 DATOS).

Tabla N° 1: Modelo lineal Múltiple:  $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$ .

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1, X2		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	1,9609	0,0263111	74,5277	0,0000
a1	0,171196	0,0110289	15,5224	0,0000
a2	-0,433853	0,00756929	-57,3175	0,0000

Tabla N°2: Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	3,72977	2	1,86489	1763,12	0,0000
Residuos	0,0539437	51	0,00105772		
Total	3,78372	53			

Coeficiente de determinación  $R^2$  = 98,57 %  
 $R^2$  ajustado = 98,51 %  
 EEE = 0,0325226  
 Estadístico Durbin – Watson = 0,3163  
 Error absoluto = 0,0277201

Tabla N° 3: Residuos inusuales.

Columna	Y	Y estimado	Residuos	Residuos stnd.
46	0,511739	0,579698	-0,0679589	-2,33

Tabla N°4: Puntos influyentes.

Columna	Leverage	Distance	DFITS
46	0,126561	6,55362	-0,887318

Gráfico N° 1

Plot of Y

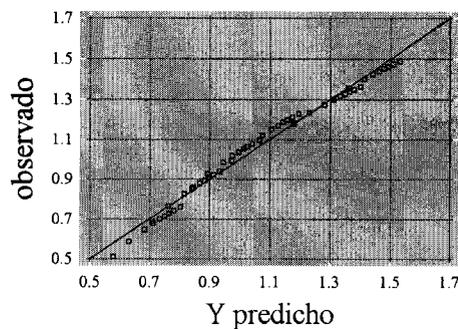
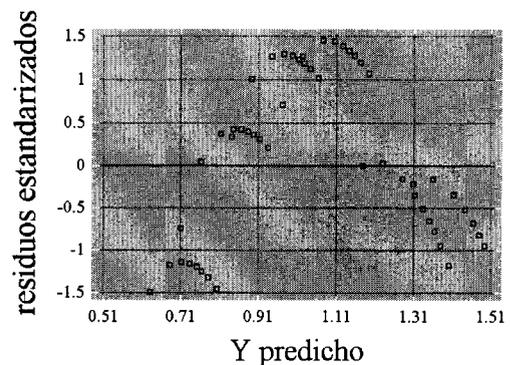


Gráfico N° 2  
Gráfico de Residuos



## 2. SUPUESTOS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN EMBALSE DIGUA (54 DATOS).

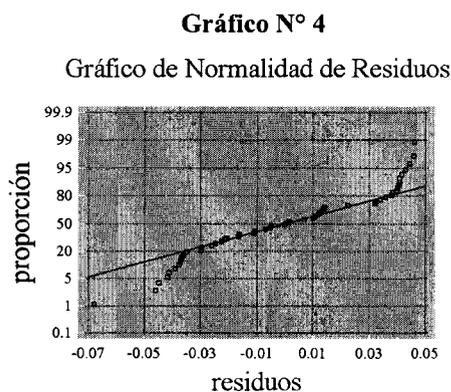
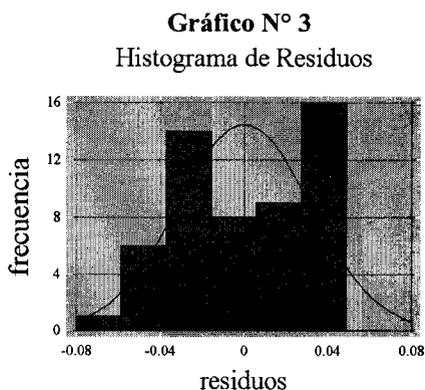
### 2.1. Supuesto de Normalidad.

- Test de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS = 0,0960  
 Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS = 0,13877  
 Estimación completa estadístico DN = 0,1388  
 Valor p aproximado = 0,2502

Como valor  $p = 0,2502$  es mayor que  $\alpha = 0,05$  esto indica que existe normalidad entre los residuos.

- Histograma de Frecuencias.



- Gráficamente tampoco existen problemas de normalidad.

### 2.2. Supuesto de Homocedasticidad.

- Test de Goldfed-Quandt ( $c = 18$ ) (95% de confianza).

Y v/s X1

**Tabla N° 5:** Recta 1. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,0442606	1	0,0442606	0,56	0,4640
Residuos	1,25827	16	0,0786418		
Total	1,30253	17			

**Tabla N° 6:** Recta 2. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,00272339	1	0,00272339	0,04	0,8460
Residuos	1,11752	16	0,0698447		
Total	1,12024	17			

K calculado =  $(SCR_2 / g.l.) / (SCR_1 / g.l.)$   
 K calculado =  $(1,11752 / 16) / (1,25827 / 16) = 0,8881$   
 K tabla = 2,33

Y v/s X2

Tabla N° 7: Recta 1. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,070529	1	0,070529	19,09	0,0005
Residuos	0,0591079	16	0,00369425		
Total	0,129637	17			

Tabla N° 8: Recta 2. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,146162	1	0,146162	22,31	0,0002
Residuos	0,104829	16	0,00655179		
Total	0,250991	17			

$$K \text{ calculado} = (SCR_2 / g.l.) / (SCR_1 / g.l.)$$

$$K \text{ calculado} = (0,104829 / 16) / (0,0591079 / 16) = 1,7735$$

$$K \text{ tabla} = 2,33$$

Luego, para un nivel de significancia de 95 %, como el K de tabla es mayor al K calculado se concluye que no existe presencia de heterocedasticidad de los residuos. Además el gráfico de dispersión de residuos no muestra una tendencia entre ellos.

### 2.3. Supuesto de no autocorrelación.

- Test de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ ).

Tabla N° 9: Test de Durbin – Watson.

$d = 0,3163$ ; $d_L = 1,4844$ ; $d_u = 1,6384$
$0 < d < d_L$
$0 < 0,3163 < 1,4844$

Como  $0 < d < d_L$ , para un nivel de significancia de 95 %, el test de Durbin-Watson, revela que existe autocorrelación negativa de los residuos. Además el gráfico de autocorrelación de residuos corrobora que no se cumple el supuesto de no autocorrelación.

Gráfico N° 5

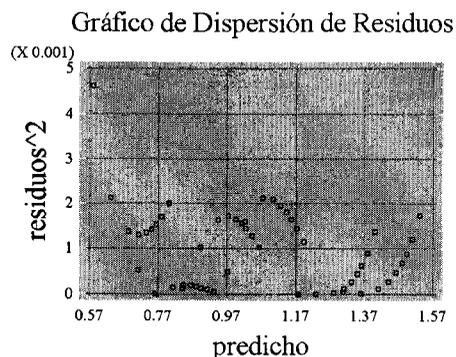
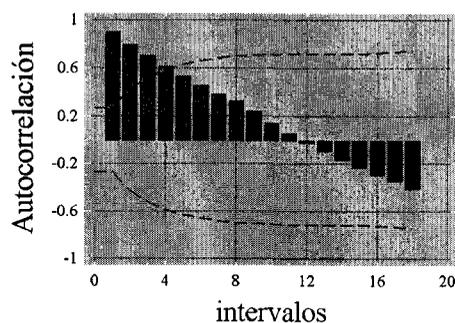


Gráfico N° 6

Gráfico de Autocorrelación de Residuos



### 3. ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SUPUESTO DE NO AUTOCORRELACIÓN DEL MODELO LINEAL MÚLTIPLE TRANSFORMADO: ESTACIÓN EMBALSE DIGUA (53 DATOS).

Tabla N° 10: Modelo lineal múltiple transformado:  $Y = a_0 + a_1X_1*t + a_2X_2*t$

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1*t, X2*t		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	0,29931	0,0135136	22,1487	0,0000
a1	0,183157	0,00834992	21,9351	0,0000
a2	-0,418161	0,0261011	-16,0208	0,0000

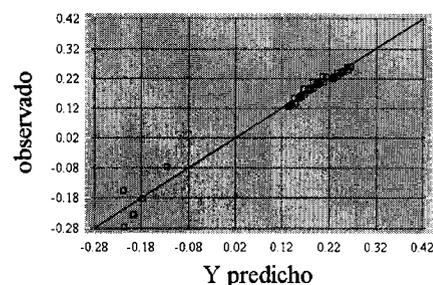
Tabla N° 11: Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,738572	2	0,369286	1212,24	0,0000
Residuos	0,0152316	50	0,000304631		
Total	0,753803	52			

Coeficiente de determinación  $R^2$  = 97,98 %  
 ( $R^2$ ) ajustado = 97,90 %  
 EEE = 0,0174537  
 Estadístico Durbin – Watson = 1,8636  
 Error absoluto = 0,0102259

Gráfico N° 7

Plot of Y



#### 3.1. Supuesto de no autocorrelación.

- Test de Durbin-Watson ( $\alpha = 0,05$ ).

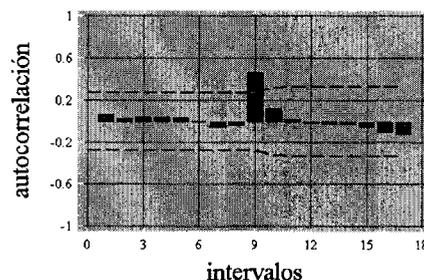
Tabla N° 12: Test de Durbin – Watson.

$d = 1,8636$ ; $d_L = 1,4788$ ; $d_U = 1,6358$
$d_U < d < 4 - d_U$
$1,6358 < 1,8636 < 2,3642$

Como  $d_U < d < 4 - d_U$ , para un nivel de significancia de 95 %, el test de Durbin-Watson, revela que no existe autocorrelación positiva ni negativa de los residuos. Sin embargo, gráficamente podría afirmarse la presencia de autocorrelación de los residuos, no obstante como se trata de una sola frecuencia fuera del intervalo, se está en condiciones de afirmar la no autocorrelación de los residuos.

Gráfico N° 8

Gráfico de Autocorrelación de Residuos



# MODELO VI: ESTACIÓN SAN JAVIER

## 1. ANÁLISIS DE REGRESIÓN LINEAL MÚLTIPLE (54 DATOS).

Tabla N° 1: Modelo lineal Múltiple:  $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$ .

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1, X2		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	1,40328	0,112006	12,5287	0,0000
a1	0,172364	0,0469499	3,67124	0,0006
a2	-0,361982	0,0322223	-11,2339	0,0000

Tabla N°2: Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	2,67734	2	1,33867	69,84	0,0000
Residuos	0,977559	51	0,0191678		
Total	3,6549	53			

Coeficiente de determinación  $R^2$  = 73,25 %  
 $R^2$  ajustado = 72,20 %  
 EEE = 0,138448  
 Estadístico Durbin – Watson = 0,333928  
 Error absoluto = 0,093556

Tabla N° 3: Residuos inusuales.

Columna	Y	Y estimado	Residuos	Res. stnd.
37	0,493638	0,771133	-0,277495	-2,20
38	0,560356	0,823019	-0,262663	-2,02
42	0,678758	0,943497	-0,264738	-2,01
43	0,690154	0,957145	-0,266991	-2,03
44	0,703684	0,973849	-0,270165	-2,07
45	0,72049	0,995384	-0,274893	-2,12

Gráfico N° 1

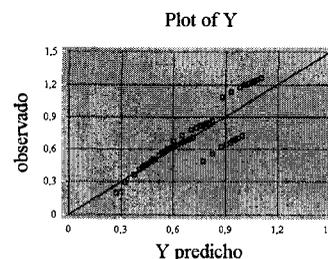
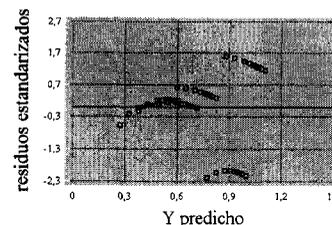


Tabla N° 4: Puntos influyentes.

Columna	Leverage	Distance	DFITS
37	0,108443	5,3438	-0,767727
38	0,0639316	2,57037	-0,527697
44	0,0528938	1,92295	-0,488851
45	0,0656857	2,67466	-0,563084
46	0,131906	6,92021	0,626521
47	0,0873946	3,99859	0,475497

Gráfico de Residuos



# 1. SUPUESTOS DE REGRESIÓN: ESTACIÓN SAN JAVIER (54 DATOS).

## 2.1. Supuesto de Normalidad.

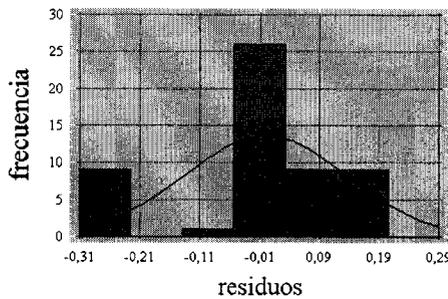
- Test de Kolmogorov-Smirnov.

Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS = 0,1384  
 Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS = 0,2639  
 Estimación completa estadístico DN = 0,2639  
 Valor p aproximado = 0,0011

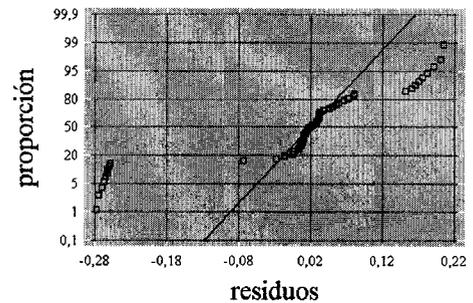
Como valor  $p = 0,001084$  es menor que  $\alpha = 0,05$  esto indica que no existe normalidad entre los residuos.

- Histograma de Frecuencias.

**Gráfico N° 3**  
Histograma de Residuos



**Gráfico N° 4**  
Gráfico de Normalidad de Residuos



- Gráficamente se observan problemas de normalidad.

## 2.2. Supuesto de Homocedasticidad.

- Test de Goldfed-Quandt ( $c = 18$ ) (95% de confianza).

Y v/s X1

**Tabla N° 5:** Recta 1. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,0453033	1	0,0453033	0,57	0,4608
Residuos	1,26927	16	0,0793296		
Total	1,31458	17			

**Tabla N°6:** Recta 2. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,00272597	1	0,00272597	0,04	0,8400
Residuos	1,03591	16	0,0647447		
Total	1,03864	17			

K calculado =  $(SCR_2 / g.l.) / (SCR_1 / g.l.)$   
 K calculado =  $(1,03591 / 16) / (1,26927 / 16) = 0,816$   
 K tabla = 2,33

Y v/s X2

**Tabla N° 7:** Recta 1. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	1,37834	1	1,37834	321,76	0,0000
Residuos	0,0685409	16	0,00428381		
Total	1,44688	17			

**Tabla N° 8:** Recta 2. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,0866737	1	0,0866737	9,91	0,0062
Residuos	0,139999	16	0,00874994		
Total	0,226673	17			

$$K \text{ calculado} = (SCR_2 / g.l.) / (SCR_1 / g.l.)$$

$$K \text{ calculado} = (0,13999 / 16) / (0,0685409 / 16) = 2,042$$

$$K \text{ tabla} = 2,33$$

Luego, para un nivel de significancia de 95 %, como el K de tabla es mayor al K calculado se concluye que no existe presencia de heterocedasticidad de los residuos. Gráficamente, tampoco existe una tendencia entre ellos.

### 2.3. Supuesto de no autocorrelación.

- Test de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ ).

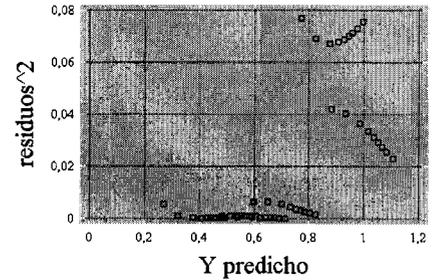
**Tabla N° 9:** Test de Durbin – Watson.

D =0,3339; $d_L = 1,4844$ ; $d_U = 1,6384$
$0 < d < d_L$
$0 < 0,3339 < 1,4844$

Como  $0 < d < d_L$ , para un nivel de significancia de 95 %, el test de Durbin-Watson, revela que existe autocorrelación negativa de los residuos. Además el gráfico de autocorrelación de residuos corrobora que no se cumple el supuesto de no autocorrelación.

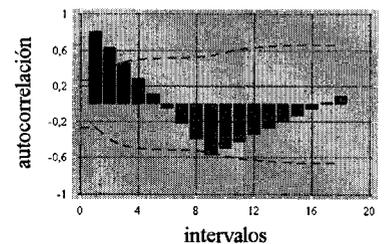
**Gráfico N° 5**

Gráfico de Dispersión de Residuos



**Gráfico N° 6**

Gráfico de Autocorrelación de Residuos



# MODELO VII: ESTACIONES EN CONJUNTO

## 1. ANÁLISIS DE REGRESIÓN LINEAL MÚLTIPLE (270 DATOS).

Tabla N° 1: Modelo lineal Múltiple:  $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$ .

Variable dependiente: Y		Variables independientes: X1, X2		
Parámetros	Estimación	Error Estándar	Estadístico- t	Valor-p
Constante	1,93523	0,0129089	149,914	0,0000
a1	0,160268	0,00541108	29,6186	0,0000
a2	-0,423356	0,00371369	-113,999	0,0000

Tabla N°2: Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	17,6609	2	8,83044	6936,49	0,0000
Residuos	0,339902	267	0,00127304		
Total	18,0008	269			

Coeficiente de determinación  $R^2$  = 98,11 %  
 $R^2$  ajustado = 98,10 %  
 EEE = 0,0356797  
 Estadístico Durbin – Watson = 0,1758  
 Error absoluto = 0,0299846

Tabla N° 3: Residuos inusuales.

Columna	Y	Y estimado	Residuos	Res. stnd.
91	1,04377	0,965022	0,0787501	2,24
92	1,09069	1,01327	0,0774226	2,20
136	0,910788	0,837579	0,0732091	2,08
137	0,959894	0,885825	0,074069	2,10
235	0,499786	0,582693	-0,0829078	-2,37
244	0,510906	0,582693	-0,0717875	-2,05
253	0,505218	0,582693	-0,0774751	-2,22
262	0,511739	0,582693	-0,0709541	-2,03

Tabla N° 4: Puntos influyentes.

Columna	Leverage	Distance	DFITS
9	0,0178297	3,86883	-0,244216
28	0,0263812	6,26545	-0,227423
91	0,0182732	3,9921	0,3062
92	0,00937094	1,53889	0,213557
136	0,0186561	4,09859	0,287366
235	0,0253121	5,96353	-0,38257
244	0,0253121	5,96353	-0,330382
253	0,0253121	5,96353	-0,357022
254	0,0164098	3,47492	-0,213335
261	0,0167606	3,57214	-0,21099

Gráfico N° 1

Plot of Y

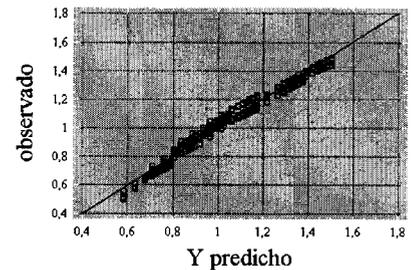
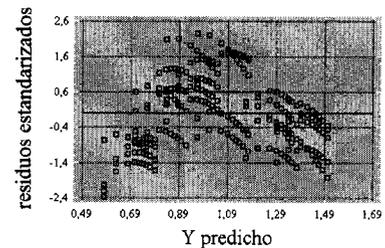


Gráfico N° 2

Gráfico de Residuos



## 2. SUPUESTOS DE REGRESIÓN. ESTACIONES EN CONJUNTO (270 DATOS).

### 2.1. Supuesto de Normalidad.

- Test de Kolmogorov-Smirnov.

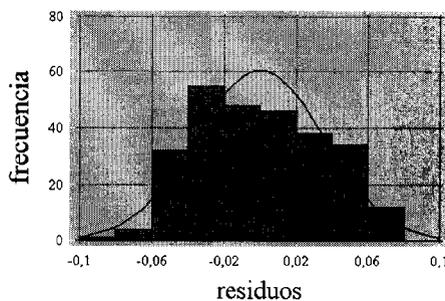
Estimación estadístico Kolmogorov DPLUS = 0,0668  
 Estimación estadístico Kolmogorov DMINUS = 0,0561  
 Estimación completa estadístico DN = 0,0668  
 Valor p aproximado = 0,1803

Como valor  $p = 0,1803$  es mayor que  $\alpha = 0,05$  esto indica que existe normalidad entre los residuos.

- Histograma de Frecuencias.

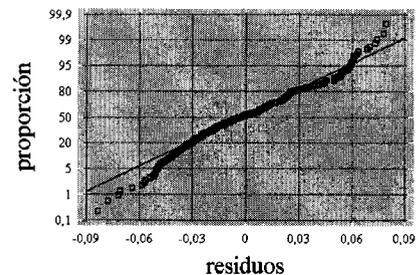
**Gráfico N° 3**

Histograma de Residuos



**Gráfico N° 4**

Gráfico de Normalidad de Residuos



- Gráficamente no se observan problemas de normalidad.

### 2.2. Supuesto de Homocedasticidad.

- Test de Goldfed-Quandt ( $c = 90$ ) (95% de confianza).

Y v/s X1

**Tabla N° 5: Recta 1. Análisis de varianza.**

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,19079	1	0,19079	2,85	0,0948
Residuos	5,8884	88	0,0669136		
Total	6,07919	89			

**Tabla N°6: Recta 2. Análisis de varianza.**

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,012238	1	0,012238	0,20	0,6575
Residuos	5,44162	88	0,0618366		
Total	5,45385	89			

K calculado =  $(SCR_2 / g.l.) / (SCR_1 / g.l.)$   
 K calculado =  $(5,44162 / 16) / (5,8884 / 16) = 0,9241$   
 K tabla = 1,264

Y v/s X2

Tabla N° 7: Recta 1. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,311563	1	0,311563	79,55	0,0000
Residuos	0,344659	88	0,00391658		
Total	0,656222	89			

Tabla N° 8: Recta 2. Análisis de varianza.

Fuente	S. Cuadrados	g.l.	C. Medios	F	Valor-p
Modelo	0,74008	1	0,74008	137,07	0,0000
Residuos	0,475125	88	0,00539915		
Total	1,21521	89			

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

K calculado =  $(0,475125 / 16) / (0,344659 / 16) = 1,3785$

K tabla = 1,264

Luego, para un nivel de significancia de 95 %, como el K de tabla es menor al K calculado se concluye que existe presencia de heterocedasticidad de los residuos.

### 2.3. Supuesto de no autocorrelación.

- Test de Durbin – Watson ( $\alpha = 0,05$ ).

Tabla N° 9: Test de Durbin – Watson.

$d = 0,1758$ ; $d_L = 1,8068$ ; $d_U = 1,8296$
$0 < d < d_L$
$0 < 0,1758 < 1,8068$

Como  $0 < d < d_L$ , para un nivel de significancia de 95 %, el test de Durbin-Watson, revela que existe autocorrelación negativa de los residuos. Además el gráfico de autocorrelación de residuos corrobora que no se cumple el supuesto de no autocorrelación.

Gráfico N° 5

Gráfico de Dispersión de Residuos

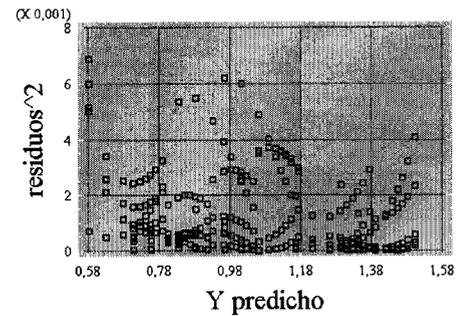
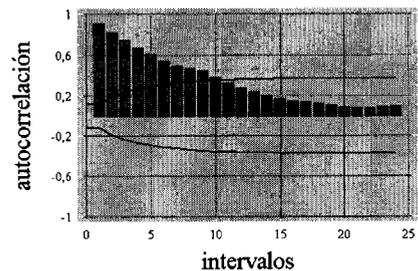


Gráfico N° 6

Gráfico de Autocorrelación de Residuos



## **APÉNDICE II**

**VALORES DE LA PRUEBA U DE MANN -  
WHITNEY APLICADA EN EL ESTUDIO**

## VALORES DE LA PRUEBA U DE MANN – WHITNEY APLICADA A CADA MODELO AJUSTADO

**Tabla N° 1:** Valores de la prueba de bondad de ajuste U de Mann – Whitney. Correspondientes a cada estación y período de retorno.

Estación	U calculados								
	U tabla = 7 $\alpha = 0,05$ n1 = 6; n2 = 6								
	U5	U10	U20	U30	U40	U50	U60	U75	U100
<b>Embalse Ancoa</b>	17	16	16	16	16	16	17	17	17
<b>Potrero Grande</b>	18	17	17	17	17	17	18	18	18
<b>Los Queñes</b>	17	16	16	17	17	17	17	17	17
<b>San Manuel</b>	16	16	16	16	16	16	16	16	16
<b>Embalse Digua</b>	17	17	17	17	12	17	17	17	17
<b>San Javier</b>	16	15	15	15	15	15	15	15	16

**Tabla N° 2:** Valores P asociados a la prueba de bondad de ajuste U de Mann – Whitney. Correspondientes al ajuste de las estaciones en conjunto, para cada período de retorno.

Estación	P calculados								
	P tabla = $\pm 1,96$ $\alpha = 0,05$								
	P5	P10	P20	P30	P40	P50	P60	P75	P100
<b>Estaciones en Conjunto</b>	-0,591	-0,591	-0,739	-0,118	-0,739	-0,739	-0,192	-0,355	-0,340

## VALORES DE LA PRUEBA U DE MANN – WHITNEY APLICADA EN LA COMPARACIÓN DE LAS SERIES DE DATOS

**Tabla N° 1:** Valores de la prueba de bondad de ajuste U de Mann – Whitney. Correspondientes a cada parámetro comparado. Estación Embalse Ancoa.

Estación	U tabla = 49 $\alpha = 0,05$ n1 = 15; n2 =12	U calculado
	Información comparada	
Embalse Ancoa	Precipitaciones para duración de 1 hora	85
	Precipitaciones para duración de 2 horas	87

**Tabla N° 2:** Valores de la prueba de bondad de ajuste U de Mann – Whitney. Correspondientes a cada parámetro comparado. Estación Los Queñes.

Estación	U tabla = 54 $\alpha = 0,05$ n1 = 15; n2 =13	U calculado
	Información comparada	
Los Queñes	Precipitaciones para duración de 1 hora	93
	Precipitaciones para duración de 2 horas	91

**Tabla N° 3:** Valores P asociados a la prueba de bondad de ajuste U de Mann – Whitney. Correspondientes a la comparación de los ajustes de Gumbel. Estación Embalse Ancoa.

Estación	P tabla = $\pm 1,96$ $\alpha = 0,05$	P calculado
	Información comparada	
Embalse Ancoa	Intensidades entregadas por función ajustada de Gumbel	0,0727

**Tabla N° 4:** Valores P asociados a la prueba de bondad de ajuste U de Mann – Whitney. Correspondientes a la comparación de los ajustes de Gumbel. Estación Los Queñes.

Estación	P tabla = $\pm 1,96$ $\alpha = 0,05$	P calculado
	Información comparada	
Los Queñes	Intensidades entregadas por función ajustada de Gumbel	0,0284

# **ANEXOS**

## **ANEXO I**

# **PROCEDIMIENTO PARA LA APLICACIÓN DE LAS PRUEBAS ESTADÍSTICAS USADAS EN EL ESTUDIO**

## TEST DE GOLFELD – QUANDT

Esta prueba consta de cinco pasos:

**Paso 1:** Se ordenan las  $n$  observaciones  $(Y, X_i)$  en orden ascendente de acuerdo a cada variable  $X_i$ , con el fin de obtener dos series de datos.

**Paso 2:** En cada una de ellas, se omiten las  $c$  observaciones centrales ( $c = N^\circ$  de datos / 3) y las restantes se dividen en dos grupos.

**Paso 3:** En cada serie de datos, se ajustan dos rectas de análisis de regresión lineal simple ( $R_1$  y  $R_2$ ), donde  $R_1$  y  $R_2$  corresponden a las varianzas pequeñas y grandes respectivamente.

**Paso 4:** Del análisis de regresión se obtiene la suma de cuadrados de los residuos ( $SCR_1$  y  $SCR_2$ ), posteriormente, se calcula  $k$  de la siguiente manera:  $k = (SCR_2/g.l.) / (SCR_1/g.l.)$ . Donde  $k$  se distribuye como una prueba F de Snedecor con  $[(n - c) / 2 - 2]$  grados de libertad (g. l.) para el numerador y denominador.

**Paso 5:** Finalmente, se compara el valor  $k$  descrito con el valor  $k$  de tabla. En este caso, con un 95% de confianza, si  $k$  de tabla es mayor a  $k$  calculado, se acepta la hipótesis nula de homocedasticidad.

**Fuente:** Gujarati (1992).

## MÉTODO $\rho$ O MÉTODO ITERATIVO.

Esta prueba consta de cinco pasos:

**Paso 1:** Determinar  $\rho$ , donde  $\rho = (1 - d/2)$ ;  $d$ : estadístico de Durbin – Watson.

**Paso 2:** Transformación de variables.

Se tiene el siguiente modelo original (1)  $Y_t = a + bX_t$ .

Si la expresión (1) se cumple para  $t$ , también se cumple para  $t - 1$ .

Luego, se tiene (2)  $Y_{t-1} = a + bX_{t-1}$ .

Ahora, multiplicando la expresión (2) por  $\rho$ , queda: (3)  $\rho Y_{t-1} = \rho a + \rho b X_{t-1}$ .

Restando (1) con (3), se obtiene lo siguiente:  $Y_t^* = a^* + b X_t^*$ .

Donde:  $a^* = a(1-\rho)$ ,  $Y_t^* = (Y_t - \rho Y_{t-1})$ ,  $X_t^* = (X_t - \rho X_{t-1})$ .

**Paso 3:** Correr la regresión  $Y_t^*$  v/s  $X_t^*$ .

**Paso 4:** Determinar los coeficientes de regresión originales  $a$  y  $b$ .

Donde:  $a = a^*/(1 - \rho)$  y  $b = b^*$

**Paso 5:** Verificar la no autocorrelación de los modelos. De persistir el problema, se debe volver a iterar, ya que existen modelos con autocorrelación mayor a primer orden.

**Fuente:** Gujarati (1992), citado por Flores (1999).

## PRUEBA *U* DE MANN –WHITNEY PARA MUESTRAS PEQUEÑAS ( $n \leq 20$ )

Esta prueba consta de cuatro pasos:

**Paso 1:** Se combinan las dos muestras  $n_1$  y  $n_2$  para formar un solo conjunto de  $(n_1 + n_2)$  datos.

**Paso 2:** Se ordenan los datos en orden ascendente y se les asigna un rango de 1 hasta  $(n_1 + n_2)$ .

**Paso 3:** Se calculan dos estadísticos,  $U_A$  y  $U_B$  de la siguiente manera:

$$U_A = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1 + 1)}{2} - T_A \qquad U_B = n_1 n_2 + \frac{n_2(n_2 + 1)}{2} - T_B$$

Donde:

$U_A$  y  $U_B$  = Valores  $U$  calculados de la prueba  $U$  de Mann – Whitney para las muestras A y B respectivamente.

$n_1$  y  $n_2$  = Cantidad de datos para las muestras A y B respectivamente.

$T_A$  y  $T_B$  = Suma de los rangos para las muestras A y B respectivamente.

**Paso 4:** Se selecciona el menor valor entre  $U_A$  y  $U_B$ , el cual es comparado con el valor  $U$  obtenido de la tabla de valores críticos de  $U$  en la prueba de Mann – Whitney. Si  $U$  es menor al valor calculado se acepta la hipótesis nula.

**Fuente:** Mason *et al* (1992); Mendenhall *et al* (1997).

## PRUEBA $U$ DE MANN –WHITNEY PARA MUESTRAS GRANDES

( $n > 20$ )

**Paso 1:** Se calculan dos estadísticos,  $U_A$  y  $U_B$ , de la forma explicada en el Anexo de muestras pequeñas. Se selecciona el mayor de ellos.

**Paso 2:** Se realiza una aproximación a una distribución normal de la siguiente manera:

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

Donde:

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

**Paso 3:** Se busca el valor correspondiente a la probabilidad (valor p) asociada al  $Z$  calculado y de acuerdo al nivel de significancia escogido.

**Paso 4:** Para  $\alpha = 0,05$ , los valores críticos son  $\pm 1,96$ . Por lo tanto, si el valor P calculado cae dentro de esta región se acepta la hipótesis nula.

**Fuente:** Mason *et al* (1992); Jordán (2002).