



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

**DETERMINACIÓN GRÁFICA Y MATEMÁTICA DE LAS CURVAS
INTENSIDAD - DURACIÓN - FRECUENCIA (IDF) EN SIETE ESTACIONES
PLUVIOGRÁFICAS DE LA REGIÓN DE COQUIMBO**

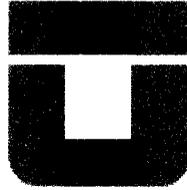
MARIELA ANDREA CORNEJO ESPINOZA

**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**

La Srta. Mariela Andrea Cornejo Espinoza, ha realizado la Memoria: "**Determinación gráfica y matemática de las Curvas Intensidad-Duración-Frecuencia (IDF) en siete estaciones pluviográficas de la Región de Coquimbo**", como uno de los requisitos para optar al Título de Ingeniero Forestal. El Profesor Guía es el Sr. Roberto Pizarro Tapia.

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



**CRISTIAN LOPEZ MONTECINOS
DIRECTOR ESCUELA
INGENIERÍA FORESTAL**

Talca, Agosto de 2004.

*A mí madre y hermano con amor,
por lo que vivimos y viviremos juntos.*

AGRADECIMIENTOS

Al Sr. Roberto Piarro Tapia por encontrar en él, además de un profesor guía un amigo.

A la Dirección General de Aguas (DGA), Región de Coquimbo, por facilitar la información necesaria para llevar a cabo esta memoria.

Al profesor Oscar Vallejos Barra, por la colaboración entregada durante el desarrollo de esta memoria.

Al grupo de ingenieros de EIAS, por la amistad y paciencia entregada durante el desarrollo de esta investigación.

A mi mejor amiga Mariela Donoso, por todo el cariño y apoyo entregado durante mi vida universitaria.

A mi familia y todas aquellas personas, que de alguna manera y en forma desinteresada contribuyeron al término de mi carrera.

A todos los viejos y nuevos amigos, por acompañarme y entenderme en los buenos y malos momentos.

RESUMEN

El presente estudio, trata de la construcción de las Curvas Intensidad – Duración – Frecuencia (IDF), para las 7 estaciones pluviográficas de la Región de Coquimbo, que son La Tranquilla, Embalse La Paloma, Illapel, Los Cóndores, Rivadavia, Embalse Cogotí y Quelón.

La metodología consistió en determinar las alturas máximas de precipitaciones anuales, a partir de los registros pluviográficos de cada estación señalada, con el propósito de calcular las intensidades máximas de lluvia, ocurridas en las duraciones de 1, 2, 4, 6, 12, 24 y 48 horas. Posterior a ello los datos de intensidades se ajustaron a la función de distribución de probabilidad de Gumbel, para luego construir las curvas IDF asociadas a los períodos de retorno de 5, 10, 20, 30, 40, 50, 60, 75 y 100 años. Con lo realizado anteriormente, se obtuvieron las gráficas de las curvas IDF y las tablas de uso práctico, que permiten extrapolar la información pluviográfica a zonas cercanas, con regímenes climáticos similares y que sólo cuentan con información pluviométrica.

Posterior a ello, se determinaron satisfactoriamente las expresiones matemáticas generales para cada estación de acuerdo al modelo $I = (k \cdot T^m) / D^n$, propuesto por Aparicio (1997), que estima la intensidad de precipitación I en mm/h, en función de la duración en minutos, el periodo de retorno en años y donde k , m y n son constantes de regresión.

Finalmente, a partir de los análisis realizados, se pudo inferir que no existen diferencias notorias en la forma de las curvas IDF de las 7 estaciones, además que la función de Gumbel y el modelo de Aparicio presentan una buena calidad de ajuste para este tipo de datos. Por otra parte, se puede señalar que las intensidades máximas de precipitación se registraron en las estaciones pluviográficas cercanas a cuerpos de agua, en este caso embalses, antecedente que puede permitir el desarrollo de futuras investigaciones.

SUMMARY

In this study Intensity - Duration - Frequency (IDF) curves are built for seven rain gauge stations of Coquimbo Region in arid zones of Chile, which are La Tranquilla, Embalse La Paloma, Illapel, Los Córdoros, Embalse Cogotí and Quelón.

Témez methodology (1978) was used to graphic construction of IDF curves, through maximum annual intensities for durations of 1, 2, 4, 6, 12, 24 and 48 hours, using 5, 10, 20, 30, 40, 50 and 100 years return period. So, Gumbel probability distribution function was used to define the curves with optimum results, defined by mean of determination coefficient and Kolmogorov-Smirnov statistic test

On the other hand, using Aparicio model with form $I = (k \cdot T^m) / D^n$, where I is rainfall intensity; D rainfall duration in minutes and T return period, and through linear regression, were reached function parameters for each rain gauge station.

Results show the highest determination coefficient values and a very high - goodness of fit-, defined by mean U Mann-Whitney test. In the same way, tables to extend results to areas without pluviograph, but they have pluviometer, were got.

Finally, it is possible to conclude that there are not significatives differences between different seven graphic IDF curves, but were obtained higher intensities in areas located near of lakes and dams; so, it would be interesting to focalise new studies towards this situation.

ÍNDICE

	Página
1. INTRODUCCIÓN.....	1
2. OBJETIVOS.....	3
3. ANTECEDENTES GENERALES.....	4
3.1 Descripción de la Región de Coquimbo.....	4
4. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA.....	7
4.1 Elementos asociados a las curvas Intensidad-Duración-Frecuencia.....	7
4.2 El concepto de las curvas IDF.....	9
4.3 Construcción de las curvas IDF.....	10
4.4 Aplicación de las curvas IDF.....	13
5. METODOLOGÍA.....	15
5.1 Materiales.....	15
5.2 Etapas del Estudio.....	16
5.2.1 Revisión Bibliográfica.....	16
5.2.2 Recolección de la información necesaria.....	16
5.2.3 Selección de intensidades máximas.....	17
5.2.4 Ajuste de los datos la Función de Distribución de Probabilidad de Gumbel.	18
5.2.5 Pruebas de bondad de ajuste.....	20
(i) Test de Kolmogorov- Smirnov (K-S).....	20
(ii) Cálculo del Coeficiente de Determinación (R^2).....	21
5.2.6 Construcción de las curvas IDF para distintos periodos de retorno.....	22
5.2.7 Definición de Tablas de Uso Práctico.....	23
5.2.8 Ajuste a una función matemática general.....	23
5.2.8.1 Análisis de regresión.....	24
5.2.8.1.1 Supuestos de regresión.....	25
a. Supuesto de Normalidad.....	25
(i) Test de Kolmogorov- Smirnov (K-S).....	25
(ii) Histograma de frecuencias.....	26

b. Supuesto de Homocedasticidad.....	26
(i) Test de Goldfeld- Quandt.....	27
(ii) Gráfico de residuos.....	27
c. Supuesto de No Autocorrelación.....	28
(i) Método de Durvin-Watson.....	28
(ii) Gráfico de residuos v/s tiempo.....	29
5.2.8.2 Medidas de bondad de ajuste del modelo.....	30
(i) Coeficiente de Determinación (R^2).....	30
(ii) Prueba U de Mann Whitney.....	30
5.2.9 Presentación de resultados.....	32
5.2.10 Análisis de resultados.....	32
5.2.11 Conclusiones y Recomendaciones.....	32
6. PRESENTACIÓN DE RESULTADOS.....	33
6.1 Determinación de precipitaciones máximas.....	33
6.2 Determinación de las intensidades máximas de precipitación en mm/h.....	41
6.3 Ajuste de los datos a la función de distribución de probabilidad de Gumbel.....	49
6.4 Determinación de las pruebas de bondad de ajuste.....	50
6.5 Diseño de curvas Intensidad–Duración–Frecuencia para las 7 estaciones pluviográficas.....	52
6.6 Determinación de las tablas de uso práctico.....	56
6.7 Expresiones matemáticas y análisis estadístico.....	64
6.7.1 Modelo de regresión lineal múltiple.....	64
6.7.2 Medidas de bondad de ajuste.....	68
7. ANÁLISIS Y DISCUSIÓN DE RESULTADOS.....	69
7.1 Recolección de la información pluviográfica.....	69
7.2 Selección de las intensidades máximas de precipitación.....	69
7.2.2 Análisis de las intensidades máximas.....	70
7.3 Pruebas de bondad de ajuste a la función de distribución de Gumbel.....	72
7.4 Diseño de las curvas Intensidad – Duración – Frecuencia.....	73
7.5 Modelos de regresión lineal múltiple.....	73

7.6 Medidas de bondad de ajuste para los modelos seleccionados.....	74
8. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES.....	76
8.1 Conclusiones.....	76
8.2 Recomendaciones.....	78
9. BIBLIOGRAFÍA.....	80

APÉNDICES

Apéndice I	Análisis de Regresión Estación La Tranquilla.
Apéndice II	Análisis de Regresión Estación Embalse La Paloma.
Apéndice III	Análisis de Regresión Estación Illapel.
Apéndice IV	Análisis de Regresión Estación Los Cóndores.
Apéndice V	Análisis de Regresión Estación Rivadavia.
Apéndice VI	Análisis de Regresión Estación Embalse Cogotí.
Apéndice VII	Análisis de Regresión Estación Quelón.
Apéndice VIII	Resultados de la prueba U de Mann Whitney para los 7 modelos generales de las estaciones pluviográficas en estudio.

ANEXOS

Anexo I	Mapa ubicación geográfica de 7 estaciones pluviográficas de la Región de Coquimbo.
Anexo II	Registros datos faltantes de las 7 estaciones pluviográficas.
Anexo III	Procedimiento para el Test de Goldfeld - Quandt
Anexo IV	Reglas de decisión de la prueba d de Durvin – Watson.
Anexo V	Procedimiento analítico del método iterativo o método ρ .

1. INTRODUCCIÓN.

El agua es un recurso natural insustituible, un factor natural fundamental, que hace habitable el planeta y que ha permitido el surgimiento de la vida y de grandes civilizaciones, las cuales a medida que fueron aprovechando este vital elemento, lograron su pleno desarrollo (DGA, 1999). Así, conocer el comportamiento de las precipitaciones y singularmente la intensidad, es decir, la cantidad de lluvia caída por unidad de tiempo, asociada a un determinado período de retorno, permite la estimación de caudales máximos de diseño mediante la ecuación racional en el desarrollo de planes de evacuación de aguas lluvias en zonas urbanas, y el diseño de obras de conservación de aguas y suelos en zonas rurales. Por otra parte, esto posee una alta relevancia, desde una perspectiva ambiental, ya que son las intensidades de precipitación, el principal agente erosivo que contribuye a las pérdidas de suelo en sectores desprovistos de vegetación.

Asimismo, el ciclo hidrológico representa una componente muy importante para el ciclo global de energía en el sistema climático; además constituye un elemento vital para toda la biósfera. Sin embargo, para las regiones áridas y semi-áridas de la tierra, se visualizan en el futuro tendencias negativas tanto en la cantidad como en la calidad del recurso hídrico disponible. Una de las regiones que podría sufrir las consecuencias derivadas del Cambio Climático, lo constituye la Región de Coquimbo (Santibañez, 1997; CONAMA, 1999).

De acuerdo a lo anterior, cobra importancia la realización de estudios hidrológicos en zonas como la Región de Coquimbo, la que como consecuencia de acciones climáticas y antrópicas ha pasado a formar parte de las regiones del país con mayor superficie afectada por procesos de desertificación, con los consecuentes problemas ambientales, económicos y sociales.

Por esta razón, a través de esta memoria se pretende encontrar las curvas Intensidad – Duración – Frecuencia para siete estaciones pluviográficas de la Región de Coquimbo, en el marco del desarrollo de un proyecto que se realiza junto con la Dirección General de Aguas que trata de la construcción de las curvas IDF y su posterior análisis para la zona semiárida de Chile, que abarca desde la Región de Coquimbo hasta la Región del Maule.

2. OBJETIVOS.

2.1. OBJETIVO GENERAL.

- Aportar al conocimiento de las intensidades de precipitación y su comportamiento en diferentes duraciones y períodos de retorno, para la Región de Coquimbo.

2.2. OBJETIVOS ESPECÍFICOS.

- Construir las curvas Intensidad - Duración - Frecuencia (IDF), para siete estaciones pluviográficas de la Región de Coquimbo.
- Determinar las expresiones matemáticas generales para las curvas IDF, de cada una de las estaciones pluviográficas de la Región en estudio.

3. ANTECEDENTES GENERALES.

3.1. Descripción de la Región de Coquimbo.

La Región de Coquimbo se sitúa geográficamente entre los paralelos 29° 02' y 32° 16' de latitud sur y desde los 69° 49' longitud oeste hasta el Océano Pacífico. Su superficie alcanza los 40.656,3 km², lo que corresponde al 5,4% de la superficie de Chile continental.

La Región se divide administrativamente en tres provincias y 15 comunas; las provincias Elqui, Limarí y Choapa cubren un área de 17.134,9 km², 13.461,4 km² y 10.060 km² respectivamente.

De acuerdo al censo del año 2002 (I.N.E.), la población total de la Región alcanza a 603.210 habitantes, lo que equivale al 4,0 % de la población total del país, y una densidad poblacional de 14,86 habitantes por kilómetro cuadrado.

Con respecto al censo de 1992 (504.387 habitantes) la Región ha conseguido un crecimiento poblacional del 19,6 %. Del total de la población, el 78,1 % (470.922) corresponde a población urbana y el 21,9 % (132.288) a población rural.

Las principales actividades económicas de la región son la agricultura, la pesca, la minería y el turismo. Durante el año 2002, la Región de Coquimbo aportó el 4,0 % de las exportaciones totales de bienes y servicios del país. En la actualidad, los destinos principales son Japón, Estados Unidos, Reino Unido e Italia. En el ámbito local, las exportaciones crecieron a una tasa promedio anual del 20 % entre 1995 y el 2001. Además, Coquimbo atrajo el 4,0 % del total de la inversión extranjera materializada durante la década de los 90 en el país.

En cuanto al relieve, éste se caracteriza por presentar una Cordillera de los Andes alta y continua, Las mayores expresiones son el cerro de Las Tórtolas con 6.320 m y el Olivares con 6.250 m. De esta cordillera se desprenden cordones montañosos en dirección Oeste, que por la acción de los ríos dan origen a depresiones, paisaje conocido como Valles Transversales. Por consiguiente, la Depresión Intermedia aparece como una meseta discontinua e interrumpida por montes y valles.

Por otra parte, la Cordillera de la Costa es ancha y deja una serie de planicies litorales entre ella y el océano. Existen también en la región terrazas marinas, remanentes de hechos geológicos pasados.

Con respecto al clima, esta zona es de transición entre el desierto y la zona central más húmeda. El área costera se caracteriza por un alto porcentaje de sus días nublados, con un tipo de nube baja conocida con el nombre de “camanchaca”. En el interior, libre de la influencia marítima y con mayor presión atmosférica, se presentan mayormente días despejados, con temperaturas muy estables durante todo el año. La temperatura mínima en invierno en la costa es de unos 10°C, mientras que la máxima en verano alcanza los 26°C. Hacia el interior, estas temperaturas se elevan, mostrando una apreciable diferencia entre el día y la noche e invierno y verano, pero sin excesos, con un promedio de 17°C (Disponible en: <http://www.senderodechile.cl/article-29702.html>).

En cuanto a la hidrografía, la Región de Coquimbo presenta tres importantes ríos: el río Elqui, el río Limarí y el río Choapa, los cuales nacen en la Cordillera de Los Andes y desembocan en el Océano Pacífico.

A los 815 m.s.n.m, en la Cordillera de Los Andes nace el río Elqui cuya cuenca hidrográfica abarca 9.651 km² de superficie, con un caudal de 7,13 m³/s y un régimen de alimentación mixta pluvio – nival. Sus principales tributarios en época de deshielo, son el río Turbio y el Claro. La utilización de sus aguas es aprovechada principalmente en el

regadío del valle, regulado por el embalse Puclaro, y para el consumo humano de las principales ciudades de la provincia, que son La Serena, Coquimbo y Vicuña.

En la parte central de la Región, también en la Cordillera de Los Andes, nace el río Limarí que posee numerosos tributarios, dentro de los cuales están los ríos Hurtado, Grande y Guatulame. Posee una hoya hidrográfica de 11.760 km², con un gasto de 7,34 m³/s. Destacan en su estructura la regulación de sus aguas por los embalses de Recoleta, La Paloma y Cogotí; éstas se utilizan para el riego de los cultivos que se desarrollan en los valles y en la producción de hidroenergía en la Central Los Molles.

Hacia el sur de la Región se encuentra ubicado el río Choapa, que tiene su nacimiento aproximadamente a los 1.000 m.s.n.m. en la Cordillera de Los Andes; presenta una hoya hidrográfica de 8.124 km², con un caudal de 8,73 m³/s y un régimen de alimentación mixta. Los ríos Tocornal e Illapel son sus principales tributarios.

Por otra parte, es necesario mencionar la importancia que tiene contar con herramientas de ingeniería hidrológica y realizar una adecuada gestión de los recursos hídricos en zonas áridas y semiáridas, como es el caso de la Región de Coquimbo, en donde la escasez de agua acompañada de la baja productividad de los suelos y malas prácticas, trae como consecuencia el abandono de las tierras y la pobreza de los habitantes; por ende, se generan problemas socioeconómicos y culturales que afectan al crecimiento de la nación. De acuerdo a la Dirección General de Aguas (2004), la región sólo alcanza una disponibilidad de agua de 1.439,31 m³/per cápita, es decir, un 0,3 % de la media nacional.

Lo anteriormente expuesto, va acompañado del proceso de Desertificación, que resulta ser el principal problema ambiental que afecta actualmente a la Región de Coquimbo, abarcando cerca del 80 % de su superficie, siendo la provincia del Limarí la más afectada, con más de 1 millón de hectáreas erosionadas (CONAF, 2001).

4. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA.

4.1. Elementos asociados a las Curvas Intensidad – Duración – Frecuencia.

Para la realización de este estudio, es necesario conocer el concepto de cada una de las variables que componen las curvas Intensidad – Duración – Frecuencia, con el objetivo de tener una visión más amplia de lo que tratan y la importancia que tienen dentro de la ingeniería hidrológica.

Según Chow *et al* (1994), la intensidad de precipitación es la diferencia sucesiva de las medidas de precipitación acumuladas (en pulgadas o centímetros), divididas por intervalos de tiempo Δt expresados en minutos u horas.

Oropeza (1977), citado por Coras *et al* (2004), define la intensidad de lluvia como la relación entre la cantidad de agua precipitada (P) y el tiempo (t) en que ésta cayó. Se expresa como lámina de agua precipitada por unidad de tiempo (mm/h). Esta característica de la lluvia se utiliza para los cálculos en el dimensionamiento de canales de desagüe y en las obras de conservación de suelos.

La máxima profundidad de lluvia, o intensidad (profundidad/tiempo) que se registra en un intervalo de tiempo de referencia, para una tormenta, se establece calculando las profundidades de lluvias totales corrientes, para ese intervalo, empezando en algún punto de la tormenta, para luego seleccionar el valor máximo de esta serie (Chow *et al*, 1994).

A su vez, en hidrología el elemento más usado para indicar la probabilidad de ocurrencia de un evento es el período de retorno (T). Espíldora (1971) citado por Abarza (2001) señala que el período de retorno o la probabilidad de excedencia de intensidades de lluvia, o de cualquier variable hidrológica, se determina mediante el análisis de frecuencia,

basado usualmente en series hidrológicas de duración parcial o bien de series anuales extremas.

Para Bedient y Huber (1992), un evento máximo anual tiene un período de retorno de T años si su magnitud es igual o no sobrepasa al promedio de los T años.

De acuerdo a Pizarro (1988), en el diseño de las curvas IDF se debe considerar la frecuencia, la cual se expresa en función del período de retorno T, que se denomina al tiempo que transcurre entre dos sucesos iguales.

El valor recíproco del período de retorno T, es la probabilidad de excedencia de un evento cualquiera, es decir, la probabilidad de que el evento sea igualado o superado en uno o más años (Bedient y Huber, 1992).

El concepto de “*Período de Retorno*” de un evento con magnitud x_i , se asocia con eventos máximos que se presentan en un determinado intervalo de tiempo y se define como “*El tiempo promedio entre la ocurrencia de dos eventos mayores o iguales que x_i* ”, de tal forma que puede ser calculado mediante la siguiente igualdad:

$$Tr(x_i) = \frac{1}{1 - P(x_i)} = \frac{N + 1}{m}$$

Donde $Tr(x_i)$ representa el período de retorno del evento x_i , N el número de datos y m el número de orden en una lista de mayor a menor de los datos (Pérez, 1999).

Por otra parte, según Ulriksen *et al* (1979), la probabilidad de excedencia se define como la probabilidad de que un cierto valor a asumir por la variable aleatoria sea superado. Se define por $1 / T$, en donde T es el período de retorno; por consiguiente, la probabilidad

de excedencia sirve para estimar riesgos en obras civiles en general, y para poder tener una aplicación a largo plazo en el sector productivo. Además, dentro de las aplicaciones de la estadística, usadas comúnmente en la hidrología, está la determinación de la probabilidad o del período de recurrencia de determinado suceso. Es así, que en la hidrología torrencial se trata frecuentemente de evaluar la probabilidad de que una variable hidrológica alcance y sobrepase un determinado valor límite.

4.2. El concepto de Curvas Intensidad – Duración – Frecuencia

Las curvas Intensidad - Duración - Frecuencia (IDF), son curvas que resultan de unir puntos representativos de la intensidad media en intervalos de diferente medición, y correspondientes todos ellos a una misma frecuencia o período de retorno (Témez, 1978).

López Cadenas (1998) denomina como curvas IDF, a aquellas curvas que representan duraciones en el eje de las abcisas y alturas de precipitación en el eje de las ordenadas. Cada curva representada corresponde a una frecuencia (o período de retorno), de tal forma que las gráficas de las curvas IDF representan la intensidad media en intervalos de diferente duración, correspondiendo todos los de una misma curva, a un idéntico período de retorno.

Las curvas IDF representan las condiciones más críticas de precipitación y temperatura que pueden ocurrir en un determinado lugar, para una probabilidad dada. El cálculo de éstas puede realizarse de dos maneras: haciendo series independientes para cada duración o realizando una regresión múltiple para la intensidad, duración y frecuencia (Pérez, 1999).

Bedient y Huber (1992), indican que las curvas IDF resumen las probabilidades condicionales de las alturas de precipitación o del promedio de las intensidades.

Específicamente las curvas IDF son representaciones gráficas de las probabilidades de que una cierta intensidad media pueda ocurrir a una determinada duración.

Asimismo, una característica importante de las curvas IDF, es que las intensidades son verdaderos promedios sobre una duración específica y no representan el tiempo real de duración del aguacero.

4.3. Construcción de las Curvas IDF.

La construcción de las curvas IDF se realiza a partir de datos aportados por los pluviogramas de una determinada estación. El análisis de estos pluviogramas lleva a obtener expresiones de la altura de precipitación en función de la duración, las cuales son características para cada zona. (López Cadenas, 1998)

Así, Varas y Sánchez (1983) citados por EULA (1993), han propuesto como metodología para el diseño de las curvas IDF, que permite estimar las intensidades máximas, para distintos períodos de retorno y duraciones, de acuerdo a la siguiente expresión:

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

Donde:

- $P_{t,T}$ = Lluvia con período de retorno de T años y duración t horas en mm.
- K = Coeficiente para obtener la lluvia máxima absoluta en 24 horas en función del valor máximo diario ($K = 1,1$).
- $P_{10,D}$ = Lluvia máxima diaria con 10 años de período de retorno.
- $C_{d,t}$ = Coeficiente de duración para t horas.

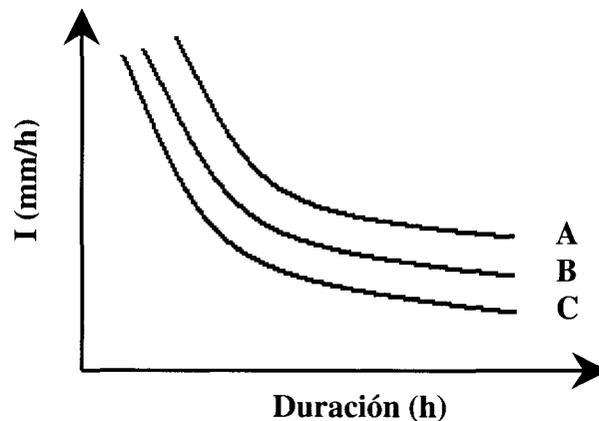
$C_{f,T}$ = Coeficiente de frecuencia para T años de período de retorno.

Entonces, la intensidad máxima de precipitación queda dada por:

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

Con, d = Duración en horas.

Otra forma de determinar las curvas IDF, que es la que se utilizó en esta investigación, es aquella propuesta por Témez (1978), la cual relaciona las intensidades de precipitación medias ocurridas en intervalos de diferente duración y para distintos períodos de retorno, con el propósito de graficar la relación entre las variables intensidad, duración, frecuencia y cuyo esquema de la curva IDF es el siguiente.



Donde:

D = Duración en horas.

I = Intensidad de precipitación en mm/h.

A, B, C = Períodos de retorno.

A su vez I se define por:

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

Donde P es la altura de precipitación en mm o pulg. y D es la duración, dada en horas o minutos.

Por otra parte, Chow et al (1994) plantean dos formas de trabajar con las curvas. La primera, utiliza un análisis de frecuencia de la lluvia, considerando para ello una función de distribución de probabilidad para valores extremos, como la función de Gumbel. El segundo método, expresa las curvas IDF como ecuaciones, con el fin de evitar la lectura de la intensidad de lluvia sobre el diseño de una gráfica.

Así, según Aparicio (1997) existen básicamente dos métodos para la construcción de las curvas IDF para un sitio dado; el primero llamado de intensidad – período de retorno, relaciona estas dos variables, para cada duración por separado, mediante alguna función de distribución de probabilidad usada en hidrología. Mientras, que el segundo método relaciona simultáneamente la intensidad, la duración y el período de retorno T en una familia de curvas, cuya ecuación es:

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

Donde k, m, n y c son constantes que se calculan mediante un análisis de regresión lineal múltiple, en tanto que I, D y T corresponden a la intensidad de precipitación, la duración y el período de retorno respectivamente.

Si se aplican logaritmos a la ecuación anteriormente descrita, con el objetivo de linealizar los datos y si además estos se agrupan lo suficiente en torno a líneas rectas, el valor de la constante C puede tomarse como cero.

4.4 Aplicaciones de las curvas IDF.

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

Otra de las aplicaciones de las curvas Intensidad – Duración - Frecuencia se encuentran las investigaciones acerca de crecidas, en las cuales es necesario conocer la intensidad de precipitación, permitiendo realizar la estimación de caudales máximos de una cuenca particular mediante el empleo de la ecuación racional (Abarza, 2001).

También, el uso de las curvas IDF se enmarca en la estimación de crecidas de cuencas hidrográficas que tienen tiempos de concentración pequeños o de pequeña duración, y su utilidad principal es poder estimar la intensidad, duración y frecuencia de la precipitación en un lugar que no posee pluviógrafo, solamente pluviómetros totalizadores que entregan precipitaciones diarias o lugares donde no existe información pluviométrica.

Asimismo, las curvas IDF pueden ser usadas para estimar otros eventos, como por ejemplo tormentas de 24 horas; además, pueden emplearse como variables de entrada en

modelos hidrológicos utilizados en el diseño de obras de drenaje y de control de torrentes (Bedient y Huber, 1992).

Kothyari y Garde (1992), señalan que en India se emplea la relación IDF en la planificación y diseño de proyectos relacionados con los recursos hídricos, por lo que se han desarrollado diferentes ecuaciones que permiten la estimación de la intensidad de precipitación, utilizando para ello registros de lluvia menores a 24 horas de duración y para regiones hidrológicas muy similares.

Por otro lado, Chow et al (1994), desarrollaron un histograma de diseño a partir de una curva Intensidad – Duración – Frecuencia, utilizando incrementos de tiempo de 10 minutos para una tormenta de 10 años y 2 horas.

Por su parte EIAS (2004), señala que en el diseño de las obras de conservación y aprovechamiento de suelos y aguas, se deben considerar previamente tres conceptos, a saber, el período de retorno de las intensidades máximas de precipitación, las curvas Intensidad - Duración - Frecuencia y la velocidad de infiltración de los suelos, para así diseñar las obras que favorecen la infiltración de aguas lluvias en condiciones desfavorables.

5. METODOLOGÍA.

5.1 Materiales.

Para la realización de este estudio, se utilizaron los siguientes elementos:

- Bandas pluviográficas de los registros totales de precipitación de las siete estaciones, aportadas por la Dirección General de Aguas.
- Cartografía I.G.M de la zona en estudio.
- Equipos computacionales (PC, impresoras, scanner).
- Programas computacionales como Microsoft Word, Microsoft Excel y Statgraphics Plus versión 1.4.

5.2. Etapas del Estudio.

Para la realización de este trabajo, se empleó el método propuesto por Teméz en 1978, usando como información básica los registros de precipitaciones de las bandas pluviográficas de siete estaciones que poseen pluviógrafos en la Región de Coquimbo y que pertenecen a la Dirección General de Aguas (DGA).

5.2.1 Revisión Bibliográfica.

La etapa de revisión bibliográfica consistió en la recopilación de información que trata con el tema expuesto en el estudio, la cual se extrajo principalmente de textos y publicaciones que contienen información hidrológica y estadística, además de la revisión de información contenida en sitios de internet.

5.2.2. Recolección de la Información Necesaria.

La Dirección General de Aguas posee en la región de Coquimbo un total de 35 estaciones pluviométricas y 7 pluviográficas; de estas últimas, 6 se encuentran en estaciones Termopluviométricas. La ubicación espacial en términos UTM de cada estación, se indica en la tabla 1.

TABLA 1: UBICACIÓN GEOGRÁFICA DE LAS SIETE ESTACIONES PLUVIOGRÁFICAS DE LA REGIÓN DE COQUIMBO.

Estación	Coordenada N	Coordenadas E
Rivadavia	6682999	356050
Quelón	6441830	296230
Illapel	6497340	293260
Los Cóncores	6445490	281990
La Tranquilla	6469830	341420
La Paloma	6602710	305120
Embalse Cogotí	6567663	300757

Fuente: Dirección General de Aguas, Región de Coquimbo 2003.

La base de registros de precipitación, de las siete estaciones pluviográficas de la Región, que se empleará para la realización de este estudio, fue proporcionada por la DGA regional, entidad dependiente del Ministerio de Obras Públicas.

Los registros cubren la información diaria y horaria de la precipitaciones caídas en las siete estaciones pluviográficas, para series de tiempo que dependen de cada estación.

5.2.3. Selección de Intensidades Máximas.

Las intensidades máximas horarias se determinaron a partir de la información de las precipitaciones contenidas en las cintas pluviográficas de cada estación seleccionada, tomando como punto de partida la hora 08:00 de cada día. Se seleccionaron las precipitaciones máximas anuales para los lapsos establecidos de 1, 2, 4, 6, 12, 24 y 48 horas.

Seleccionados los valores máximos de lluvia para cada año en las distintas duraciones, se calculó la intensidad horaria ocurrida, mediante un cuociente entre los

valores de cada una de las series y su duración, obteniéndose así las intensidades de precipitación en un contexto discreto, expresadas en mm/h.

$$I_{(mm/hr)} = \frac{\Delta P}{\Delta t}$$

Donde:

ΔP = Diferencial de precipitación (mm).

Δt = Diferencial de tiempo (h).

5.2.4. Ajuste de los Datos a la Función de Distribución de Probabilidad de Gumbel.

Los datos de intensidades máximas de precipitación calculados para los intervalos de tiempo de 1, 2, 4, 6, 12, 24 y 48 horas de cada una de las estaciones seleccionadas, se ajustaron a la Función de Distribución de Probabilidad de Gumbel para valores extremos tipo I, la cual señala que una variable aleatoria • sigue una distribución de probabilidad del tipo:

$$F(X) = P[\varepsilon \leq X] = e^{-e^{-d(x-u)}} \quad \text{con } -\infty \leq x \leq \infty$$

Donde:

X = Valor a asumir por la variable aleatoria.

d y u = Parámetros de la función.

e = Base de los logaritmos neperianos.

Despejando la variable x para construir gráficamente las curvas Intensidad–Duración–Frecuencia, se obtiene:

$$x = u - \frac{\ln(-\ln F(X))}{d}$$

La determinación de los parámetros d y u de la función, se efectúa mediante las siguientes expresiones:

$$u = \bar{x} - 0,450047 S$$

$$\frac{1}{d} = 0,779696 S$$

Donde:

\bar{x} = Media aritmética de la serie de datos considerados.

S = Desviación típica de la muestra de datos considerados.

Los valores 0,450047 y 0,779696, son válidos para un número de cincuenta datos. Sin embargo, Heras (1977), los señala como admisibles para cualquier tamaño de población, en virtud de la escasa relevancia que poseen.

5.2.5. Pruebas de Bondad de Ajuste.

A cada una de las funciones de Gumbel obtenidas para las distintas duraciones, se les aplicaron las pruebas de bondad de ajuste de Kolmogorov - Smirnov (K - S) y el coeficiente de determinación (R^2), con el propósito de conocer si los datos de intensidad de precipitación, son modelados en forma apropiada por la Función de Distribución de Probabilidad de Gumbel.

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

Para la aplicación de esta prueba, es necesario determinar la frecuencia observada acumulada de la serie, mediante la Ley de Frecuencias, ordenando los datos de intensidad registrados para un intervalo, de menor a mayor.

El marco probabilístico de la serie en un contexto discreto, es definido por la expresión:

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

Donde:

$F_n(x)$ = Frecuencia observada acumulada.

n = N° total de orden.

N = N° total de datos.

En el caso de la frecuencia teórica acumulada, ésta se determina a través de la función de Gumbel.

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

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

$$Dc = \text{Sup} |F_n(x)_i - F(x)_i|$$

Luego, con un valor de significancia escogido del 5 %, se recurrió a la tabla para valores críticos de D de la prueba de bondad de ajuste de Kolmogorov-Smirnov, con un n (tamaño de la muestra), que corresponde al total de datos considerados para cada una de las estaciones pluviográficas en estudio. Así, si se cumple que $Dc \leq D$ tabla, se acepta que el ajuste es adecuado, con el nivel de confianza asumido.

(ii) Cálculo del Coeficiente de Determinación (R^2).

Este coeficiente representa el porcentaje de variación de los datos reales que es explicado por el modelo seleccionado

El Coeficiente de Determinación (R^2) es definido por la siguiente expresión:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum (F_n(x))_i - F(x)_i)^2}{\sum (F_n(x)_i - \overline{F_n(x)_i})^2}$$

Donde:

$$R^2 = \text{Coeficiente de determinación} \quad 0 \leq R^2 \leq 1.$$

$$\overline{F_n(x)_i} = \text{Media de las frecuencias observadas acumuladas.}$$

5.2.6. Construcción de las Curvas Intensidad–Duración-Frecuencia, para distintos períodos de retorno.

En esta etapa, se graficaron en un plano cartesiano las intensidades de precipitación expresadas en mm/h (eje de las ordenadas) y las duraciones en términos horarios (eje de las abscisas), de modo de obtener los puntos de las curvas asociados a los períodos de retorno de 5, 10, 20, 30, 40, 50, 60, 75 y 100 años. De esta forma, se obtuvieron las familias de curvas IDF para cada una de las estaciones pluviográficas de la Región de Coquimbo.

A las curvas se les analizó su comportamiento gráfico con el propósito de comprobar si éstas se acercan al modelo de curvas propuesto por Teméz (1978). En las estaciones donde las gráficas presentaron alguna alteración, se realizaron nuevos muestreos, con el fin de ir mejorando la forma de la curva y además comprobar la hipótesis de que a menores duraciones o tramos más cortos de medición, los valores de intensidades son mayores.

5.2.7. Definición de Tablas de Uso Práctico.

Generadas las curvas IDF de las siete estaciones que abarca el estudio, se procedió a la elaboración de las tablas de uso práctico, conociéndose la relación de cada duración con los distintos períodos de retorno asociados a una probabilidad de excedencia, y cuyo objetivo es conocer las intensidades máximas de precipitación en mm/h, asociadas a los distintos períodos de retorno y con referencia a la intensidad de 24 horas.

Se le denomina parámetro K a la relación entre las intensidades horarias con respecto a la intensidad ocurrida en 24 horas. Este parámetro fue calculado para cada duración y período de retorno de cada una de las estaciones consideradas en este estudio, a partir de la siguiente expresión.

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

Donde:

Id = Intensidad de precipitación para una duración d .

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

5.2.8. Ajuste a una función matemática general.

Una vez diseñadas las curvas IDF y definidas las tablas de uso práctico, se procedió a determinar las expresiones matemáticas generales que representan el comportamiento de las variables involucradas en las familias de curvas para cada estación pluviográfica, con el objetivo de representar en forma analítica la relación entre la intensidad, la duración y la frecuencia no sólo en forma gráfica, empleando para ello la ecuación propuesta por Aparicio en 1997. La función es del tipo:

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

Donde:

I = Intensidad de precipitación en mm/h.

k, m y n = Parámetros de regresión.

T = Período de retorno en años.

D = Duración en minutos u horas.

Aplicando logaritmos a la ecuación propuesta se pretende conseguir un modelo de regresión lineal múltiple. La expresión transformada es la siguiente.

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

O bien:

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

Donde:

$$y = \log I$$

$$X_1 = \log T$$

$$X_2 = \log D$$

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

5.2.8.1. Análisis de Regresión.

Para determinar la calidad del ajuste realizado, se procedió a analizar los supuestos básicos de regresión que son la Normalidad, la Homocedasticidad y la No – Autocorrelación. Además, como medidas de bondad de ajuste se utilizaron el Coeficiente de Determinación, el Coeficiente de Determinación ajustado y la prueba U de Mann Whitney.

5.2.8.1.1. Supuestos de Regresión.

a. Supuesto de Normalidad.

Para determinar si los modelos generados cumplen con el supuesto de normalidad, es decir, que las perturbaciones poblacionales poseen una distribución normal, se emplearon el test de Kolmogorov – Smirnov y el Histograma de Frecuencias.

(i) *Test de Kolmogorov – Smirnov.*

De acuerdo a Canavos (1995), este test tiene la ventaja de no necesitar que los datos se encuentren agrupados y además, puede ser aplicado a muestras de tamaño pequeño.

La mayoría de los programas estadísticos incorporan esta prueba, como es el caso del programa Statgraphics Plus 1.4 empleado en este estudio.

Una vez ingresados los datos el programa entrega los valores de los siguientes estadígrafos:

Estadístico Kolmogorov – DPLUS

Estadístico Kolmogorov – DMINUS

Estadístico DN

Valor - p aproximado

- Si el Valor – p > 0,05. Entonces se acepta la hipótesis nula (Ho: el ajuste cumple la condición de normalidad)
- Si el Valor – p < 0,05. Entonces se rechaza la hipótesis nula (Ho: el ajuste no cumple la condición de normalidad)

(ii) Histograma de frecuencias.

Existen varias pruebas para verificar la normalidad de los residuos; una de las más simples corresponde a un análisis gráfico, como por ejemplo el del histograma de frecuencias. Esta herramienta se basa en la simetría de las frecuencias observadas y dos colas livianas en sus extremos, asemejándose a la figura número 1 (Cid et al. 1990).

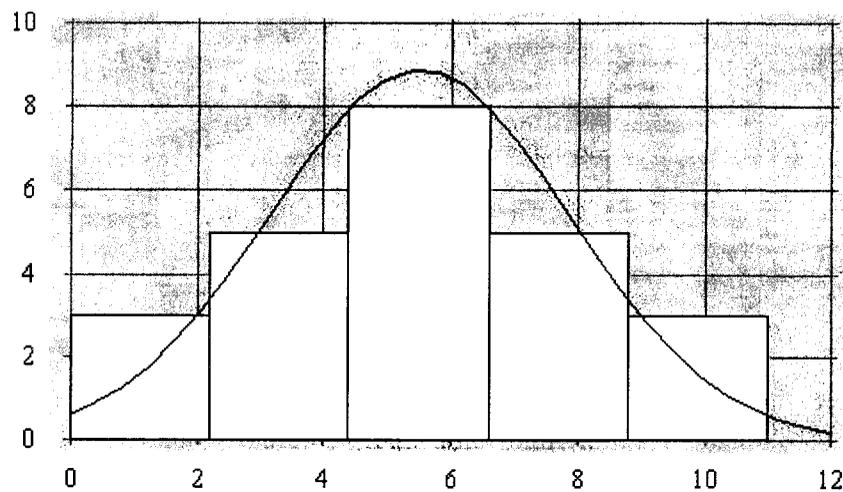


FIGURA 1. HISTOGRAMA DE FRECUENCIAS.

b. Supuesto de Homocedasticidad.

El modelo clásico de regresión lineal posee un supuesto importante, que trata que las perturbaciones producidas en la función de regresión poblacional, poseen la misma varianza, es decir, son homocedásticas.

Para determinar la heterocedasticidad en términos numéricos, se empleó la prueba de Goldfeld – Quandt, mientras que en términos gráficos se utilizó el grafico de dispersión de residuos.

La hipótesis asociada al concepto anterior es:

Ho: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_n^2$ Las varianzas poblacionales son similares
Ha: $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \neq \sigma_n^2$ Las varianzas poblacionales son diferentes

(i) *Test de Goldfeld y Quandt.*

La heterocedasticidad de las varianzas se detecta por medio de este test a través de una prueba que presume que la varianza heterocedástica σ_1^2 , está relacionada en forma positiva con una de las variables explicativas en el modelo de regresión (Gujarati, 1992).

(ii) *Gráfico de Residuos*

Por medio de este método gráfico, la heterocedasticidad se detecta a través de la presencia de patrones de comportamiento sistemático de los residuos. Para ello se construye un gráfico de los residuos estimados al cuadrado (eje de las ordenadas), versus los valores estimados de la variable dependiente (eje de las abscisas).

En la figura número 2 se muestra la gráfica de residuos, de la cual se puede inferir si existe o no un comportamiento sistemático de acuerdo a ciertos patrones establecidos. (Gujarati, 1992)

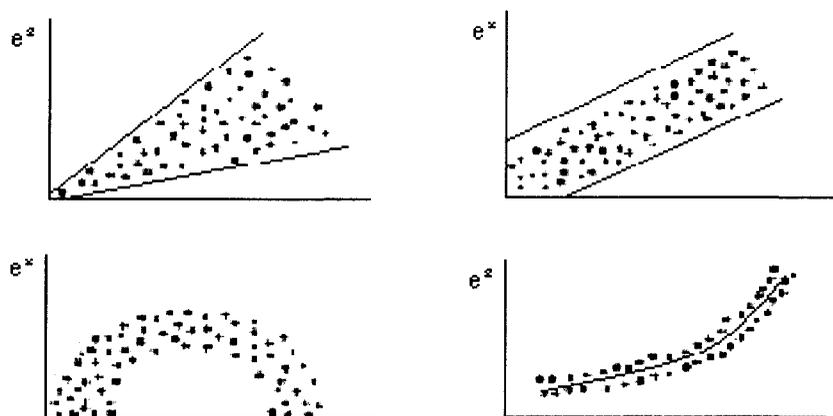


FIGURA 2. GRÁFICO DE DISPERSIÓN DE RESIDUOS CON PRESENCIA DE HETEROCEDASTICIDAD.

c. Supuesto de No Autocorrelación

Por medio de este supuesto, se pretende probar que las muestras son independientes unas de otras, además de no estar indexadas en función de alguna variable. El método d de Durbin - Watson, junto con la gráfica de residuos versus tiempo, fueron empleados para la prueba de este supuesto.

(i) *Método d de Durbin & Watson*

Esta prueba da origen a tres zonas: una zona de rechazo, una zona de aceptación de la hipótesis nula y una zona de indiferencia, en la cual el método no es capaz de determinar la cantidad de evidencia en contra de la hipótesis alternativa. Mediante el programa Statgraphics Plus 1.4 se estimó el valor del parámetro d . En la tabla 2 se muestran las reglas de decisión de la prueba de Durbin & Watson.

TABLA 2. REGLAS DE DECISIÓN DE LA PRUEBA d 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	$4 - d_u \leq d < 4$
No existe autocorrelación negativa	No hay decisión	$4 - d_L \leq d \leq 4 - d_u$
No existe autocorrelación positiva o negativa	No Rechazar	$d_u < d < 4 - d_u$

Fuente: Gujarati, 1992.

(i) *Gráfico de Residuos v/s tiempo.*

Este método gráfico tiene su base en el análisis de una serie de tiempo realizada por medio de una representación entre los residuos obtenidos del ajuste de un modelo y el tiempo. Hipotéticamente, la figura 3 muestra que existe un intervalo de confianza (línea punteada), donde el número de frecuencias de los residuos (barras) está dado por “I” intervalos (Gujarati, 1992). La existencia de una o más frecuencias fuera del intervalo, revela la presencia de autocorrelación; de lo contrario, no existe correlación serial en el modelo (Cid et al, 1990; Gujarati, 1992, citados por Abarza, 2001).

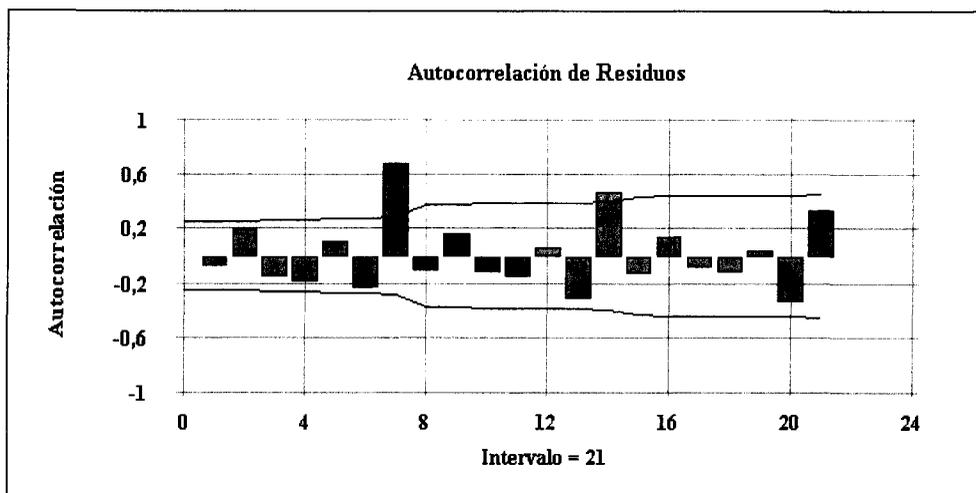


FIGURA 3: GRÁFICO HIPOTÉTICO DE AUTOCORRELACIÓN DE RESIDUOS SIN PRESENCIA DE CORRELACIÓN SERIAL.

5.2.8.2 Medidas de Bondad de Ajuste del Modelo

(i) *Coficiente de Determinación R^2*

El coeficiente R^2 representa el porcentaje de variación de los datos reales que es explicado por el modelo de regresión. El valor de este coeficiente junto con el del R^2 ajustado fue obtenido a través del programa estadístico Statgraphics Plus v. 1.4.

(ii) *Prueba U de Mann Whitney*

Esta prueba no paramétrica, permite probar si dos muestras aleatorias independientes de dos poblaciones, poseen la misma distribución, con la siguiente hipótesis nula:

$$H_0: f_1(x) \equiv f_2(y)$$

Donde:

$f_1(x), f_2(y) =$ Correspondientes funciones de densidad de probabilidad de las muestras.

La prueba U de Mann Whitney se basa en una 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. Luego, se le asigna un rango a cada observación en la secuencia ordenada que comienza con 1 y termina con $n_1 + n_2$. Si las muestras aleatorias provienen de poblaciones con la misma distribución, se espera que los rangos se encuentren lo suficientemente dispersos; es decir, determina si un agregado de rangos observados posee características suficientes para concluir que las dos muestras aleatorias provienen de una misma población, o no (Canavos, 1995).

La prueba U está dada por:

$$U = n_1 * n_2 + \frac{n_1 * (n_2 + 1)}{2} - R_1$$

Donde:

R_1 = Suma de los rangos asociados con las observaciones de la muestra 1.

n_1 = Tamaño de la muestra 1.

n_2 = Tamaño de la muestra 2.

Ahora bien, la estadística U es función de la variable aleatoria R_1 y de los tamaños de las muestras, por lo tanto puede determinarse que:

$$E(R_1) = \frac{n_1 * (n_1 + n_2 + 1)}{2}$$

$$Var(R_1) = \frac{n_1 * n_2 * (n_1 + n_2 + 1)}{12}$$

Por lo que:

$$E(u) = n_1 n_2 \frac{n_1 (n_1 + n_2 + 1)}{2} - E(R_1) = \frac{n_1 * n_2}{2}$$

$$Var(u) = Var(R_1) = \frac{n_1 * n_2 * (n_1 + n_2 + 1)}{12}$$

Cuando, n_1 y n_2 son mayores de 10, la distribución de U se aproxima a la distribución normal, es decir bajo H_0 la variable aleatoria está dada por:

$$Z_c = \frac{U * E(u)}{\sqrt{Var(u)}}$$

Así, la región de rechazo se establece por:

$$Z_c > Z_t ; \text{ para un } \alpha = 0,05$$

5.2.9. Presentación de Resultados.

En esta etapa se muestran los resultados obtenidos, principalmente mediante el empleo de tablas y gráficos, con el propósito de poner a disposición de las futuras investigaciones la información elaborada en este estudio.

5.2.10. Análisis y Discusión de Resultados.

En este capítulo se analizaron y discutieron los resultados obtenidos en esta investigación, con el propósito de entender de mejor manera el comportamiento de las intensidades de precipitación registradas y las gráficas de las curvas IDF para las 7 estaciones pluviográficas de la región de Coquimbo.

5.2.11. Conclusiones y Recomendaciones.

Este es el último paso metodológico a seguir, en donde se exponen las respectivas conclusiones y recomendaciones que se pueden realizar en función de los objetivos de la investigación desarrollada.

6. PRESENTACIÓN DE RESULTADOS

6.1. Determinación de Precipitaciones Máximas.

A partir de la información contenida en las cintas pluviográficas de cada estación, se obtuvieron las precipitaciones máximas anuales registradas para cada duración establecida. Dichos valores se presentan en las tablas 3, 4, 5, 6, 7, 8 y 9.

Es necesario mencionar que para la obtención de las precipitaciones máximas, para cada una de las 7 estaciones, se consideraron las series completas de años con registros que posee la Dirección General de Aguas, salvo aquellos años en donde la información pluviográfica era incompleta (Ver anexo II).

Así, entre las causas por las cuales se eliminaron años de información, están el mal estado de los equipos dentro de las estaciones, la inexistencia en los registros durante los meses invernales o bien el mal estado de conservación de las cintas que impidió determinar las alturas máximas de precipitación

TABLA 3: PRECIPITACIONES MÁXIMAS ANUALES (mm), ESTACIÓN LA TRANQUILLA

Año	Duraciones (h)						
	1	2	4	6	12	24	48
1966	9,6	13,6	21,8	25,8	43,5	50,8	58,0
1967	8,7	14,2	22,3	24,3	29,7	55,0	67,0
1968	7,5	9,1	12,2	13,9	16,0	16,0	16,0
1969	8,0	15,2	19,3	19,3	19,3	19,3	19,3
1971	2,5	3,5	4,5	7,2	7,2	7,2	7,2
1972	6,3	11,3	13,8	18,6	20,1	20,1	22,1
1973	4,0	6,5	8,7	10,0	11,4	19,8	19,8
1974	1,6	3,5	5,2	6,3	10,5	10,8	10,8
1976	4,0	7,0	8,7	9,1	10,8	10,8	11,6
1977	4,0	8,9	9,2	10,0	22,0	22,0	22,0
1979	6,0	7,8	8,7	11,1	15,6	15,7	15,7
1980	9,2	12,7	25,1	27,6	46,0	89,4	111,5
1981	9,0	11,4	19,5	20,2	24,0	29,5	30,0
1982	7,0	10,0	20,4	25,4	30,6	31,8	49,8
1983	5,3	9,1	12,1	13,5	18,8	19,6	19,6
1984	8,8	14,7	15,5	32,9	38,3	84,3	115,1
1985	4,7	8,8	10,1	12,1	19,2	47,0	82,4
1986	3,8	7,2	11,0	15,7	21,4	23,2	23,2
1987	5,2	8,8	12,5	16,4	22,3	28,9	28,9
1988	4,8	8,7	12,3	17,9	19,3	19,3	19,3
1989	6,5	9,1	10,8	15,7	19,3	20,0	20,0
1990	5,2	7,6	11,5	14,6	18,1	20,2	20,2
1991	7,9	10,6	15,3	16,0	18,8	19,1	20,8
1992	9,8	13,8	18,1	18,8	28,4	28,4	28,4
1993	11,4	18,7	27,0	33,9	56,2	88,9	104,0
1994	3,9	5,9	8,8	9,7	10,6	19,6	19,6
1995	11,2	14,4	17,9	20,9	27,1	28,9	28,9
1996	9,4	11,9	18,9	18,9	23,5	25,5	25,5
1997	15,0	20,0	30,0	33,7	41,0	47,4	49,8
1998	2,5	5,0	7,3	10,5	11,9	19,1	19,3
1999	9,6	13,2	18,7	19,5	19,5	19,5	23,0
2000	13,4	16,6	22,3	33,3	46,5	49,8	49,8
2001	4,0	7,8	9,1	9,1	13,0	18,1	27,8
2002	9,5	10,0	12,5	14,7	19,6	19,6	29,7

Fuente: Elaboración Propia, a partir de los registros pluviográficos facilitados por la Dirección General de Aguas (DGA).

TABLA 4: PRECIPITACIONES MÁXIMAS ANUALES (mm), ESTACIÓN EMBALSE LA PALOMA

Año	Duraciones (h)						
	1	2	4	6	12	24	48
1962	3,5	4,8	5,7	8,2	20,8	22,0	22,0
1963	9,7	16,0	25,2	32,1	42,4	51,4	52,2
1964	7,5	10,0	11,2	11,9	12,2	12,2	12,2
1965	14,0	21,2	36,1	43,0	51,8	64,7	65,5
1966	10,1	12,2	23,1	29,4	41,9	42,2	42,2
1967	7,8	12,3	15,6	18,1	20,9	20,9	20,9
1969	2,9	4,9	5,1	5,1	13,8	13,8	13,8
1970	3,5	6,6	9,5	10,4	12,2	12,9	13,1
1971	8,8	9,2	16,2	22,0	22,2	22,2	22,2
1972	15,8	18,6	26,4	35,9	46,4	57,7	57,7
1973	9,8	12,6	17,2	22,2	34,3	34,3	34,3
1974	10,1	13,2	20,2	25,2	30,7	30,7	30,7
1975	5,0	8,8	12,3	13,2	13,4	24,2	50,0
1976	10,3	16,0	27,0	38,7	57,0	69,1	39,1
1977	8,5	9,6	14,4	15,4	18,3	24,4	35,0
1978	9,7	15,2	20,1	24,3	29,8	47,9	51,3
1979	1,5	1,5	2,0	2,2	2,2	2,2	2,2
1980	11,8	14,0	25,8	33,5	48,0	70,0	88,3
1981	11,4	13,3	29,5	37,5	56,7	56,7	56,7
1982	7,5	11,1	21,0	29,6	48,3	57,4	57,4
1983	12,3	19,3	29,5	37,8	52,8	97,8	148,5
1984	14,0	20,8	33,5	50,2	85,1	94,7	152,3
1985	5,5	9,5	13,1	16,5	21,1	26,7	26,7
1986	7,0	8,1	11,1	13,9	20,1	22,9	23,8
1987	12,3	16,1	24,4	33,5	48,9	85,6	97,1
1988	4,9	5,4	8,4	6,4	9,6	9,6	9,6
1989	7,0	9,9	12,9	17,1	19,6	28,7	28,7
1990	2,7	5,2	8,4	9,4	14,2	16,0	19,1
1991	9,7	14,6	20,0	23,3	25,1	28,1	37,4
1992	6,4	10,9	18,9	26,9	42,1	43,0	43,0
1993	18,0	26,8	32,6	35,0	38,4	38,4	38,4
1994	7,9	12,8	19,2	19,2	19,2	19,2	19,2
1995	4,8	4,8	6,4	6,8	7,8	7,8	7,8
1996	8,2	10,9	11,9	13,1	19,9	19,9	19,9
1997	20,0	26,9	39,5	48,4	64,3	67,7	87,5
1998	1,7	3,0	4,1	4,8	5,7	7,3	7,3
1999	2,7	4,8	7,0	7,4	9,2	9,2	9,2
2000	10,5	16,0	18,8	23,9	29,6	37,7	37,7
2001	11,8	20,9	34,5	43,3	67,6	79,3	79,4
2002	19,5	23,7	29,4	30,8	39,1	72,2	74,0

Fuente: Elaboración Propia, a partir de los registros pluviográficos facilitados por la Dirección General de Aguas (DGA).

TABLA 5: PRECIPITACIONES MÁXIMAS ANUALES (mm), ESTACIÓN ILLAPEL

Año	Duraciones (h)						
	1	2	4	6	12	24	48
1976	4,5	7,3	9,8	14,1	17,5	17,5	17,5
1977	5,0	9,5	14,6	15,6	20,2	26,2	26,2
1978	6,0	8,2	16,2	19,4	37,6	47,6	60,8
1979	2,3	4,4	5,4	7,9	9,7	14,9	14,9
1980	8,1	10,5	12,9	17,9	39,5	57,8	57,8
1981	8,0	10,5	17,0	18,2	31,0	31,0	31,0
1982	10,3	16,4	17,2	30,3	50,3	58,8	58,8
1983	8,2	16,0	26,2	33,8	45,5	71,1	94,5
1984	11,0	20,2	30,2	42,5	48,3	53,9	85,0
1985	4,0	4,9	7,5	8,0	10,2	16,3	16,3
1986	7,3	11,7	20,1	29,0	39,1	39,2	39,2
1987	9,1	15,1	25,7	36,9	58,6	80,1	84,0
1988	2,5	5,2	8,0	12,6	17,0	17,0	18,8
1989	5,5	10,5	17,5	21,3	28,0	29,1	29,1
1990	3,4	6,6	7,7	8,6	13,3	19,4	27,7
1991	4,8	5,6	8,6	8,6	8,6	8,6	8,6
1992	13,7	22,2	36,6	46,7	54,1	56,5	77,7
1993	5,8	10,5	16,5	20,0	23,3	23,3	23,3
1994	16,6	20,0	23,7	23,7	26,5	37,6	37,6
1995	5,9	8,2	10,9	16,4	19,7	19,7	19,7
1996	4,1	6,6	7,7	7,8	14,3	15,1	16,0
1997	8,7	14,5	28,6	34,2	50,8	50,8	50,8
1998	2,0	3,6	5,2	6,0	6,5	6,5	6,5
1999	7,0	13,0	15,1	16,4	17,8	17,8	23,6
2000	9,2	14,2	20,0	31,9	49,8	50,6	50,6
2001	9,0	13,5	25,9	30,2	54,8	69,5	69,7
2002	12,3	18,7	26,7	34,0	45,1	57,8	57,8

Fuente: Elaboración Propia, a partir de los registros pluviográficos facilitados por la Dirección General de Aguas (DGA).

TABLA 6: PRECIPITACIONES MÁXIMAS ANUALES (mm), ESTACIÓN LOS CÓNDORES

Año	Duraciones (h)						
	1	2	4	6	12	24	48
1978	6,0	6,4	11,2	16,7	26,4	27,6	27,6
1979	8,8	12,6	13,8	14,6	15,6	22,0	22,0
1980	9,5	15,5	26,7	30,5	35,5	38,7	55,5
1981	1,1	1,1	1,4	1,4	1,4	1,4	1,4
1982	7,5	12,0	23,5	33,3	54,0	66,0	67,2
1983	8,2	13,6	16,1	21,5	23,1	23,4	23,4
1984	15,0	23,0	38,0	44,0	71,0	105,2	148,4
1985	9,3	10,0	18,0	25,0	29,7	29,7	29,7
1986	11,0	12,0	20,0	28,6	48,4	50,0	50,0
1987	12,6	18,0	30,0	39,0	58,2	104,2	146,4
1988	8,5	12,1	19,5	21,1	24,2	29,6	32,1
1989	9,0	11,0	20,0	30,0	44,2	59,6	60,0
1990	6,5	15,0	17,0	17,5	18,0	18,2	19,2
1991	11,5	16,4	21,4	27,0	32,4	43,5	52,5
1993	5,5	11,8	20,4	23,4	30,0	36,0	38,5
1994	6,3	7,7	13,7	15,3	15,3	15,3	17,5
1995	5,6	10,3	14,4	19,1	19,1	25,9	25,9
1996	2,5	2,3	7,9	8,0	11,5	13,5	13,5
1998	2,5	3,4	6,4	7,9	7,9	7,9	9,5
1999	3,5	3,6	8,2	8,2	8,2	8,7	8,7
2000	5,6	6,7	9,4	9,4	9,4	9,4	9,4
2002	10,4	19,3	22,6	32,7	68,3	117,1	139,3

Fuente: Elaboración Propia, a partir de los registros pluviográficos facilitados por la Dirección General de Aguas (DGA)

TABLA 7: PRECIPITACIONES MÁXIMAS ANUALES (mm), ESTACIÓN RIVADAVIA

Año	Duraciones (h)						
	1	2	4	6	12	24	48
1976	6,0	11,7	16,3	24,9	27,2	27,2	28,5
1977	6,2	7,8	12,4	12,4	22,2	22,2	24,6
1978	9,0	12,7	18,6	25,6	45,5	49,3	57,5
1979	3,3	4,5	4,8	5,5	5,7	5,7	5,7
1980	9,0	15,9	25,8	30,5	37,1	50,8	57,0
1981	3,0	4,7	7,0	9,9	9,9	11,7	11,7
1982	6,0	10,6	18,7	30,8	45,0	66,7	68,1
1983	5,0	6,7	10,0	12,5	19,4	21,6	21,6
1984	7,2	11,8	18,9	25,0	44,0	56,0	56,4
1985	5,5	10,9	17,7	20,8	25,4	29,9	32,1
1986	7,0	7,4	9,4	13,5	24,1	24,1	24,1
1987	9,0	14,5	24,4	33,8	54,3	74,2	99,4
1988	3,5	5,2	11,2	11,0	11,4	11,4	11,4
1989	1,5	3,9	4,8	7,3	12,7	19,7	19,7
1990	6,0	8,7	10,7	13,5	20,0	35,2	37,3
1991	8,7	10,9	16,5	18,4	34,3	50,0	66,8
1992	10,0	14,8	16,9	25,4	40,0	52,8	78,4
1993	2,9	4,7	6,6	7,8	12,0	12,2	12,2
1994	4,5	8,9	14,3	16,0	27,0	34,7	44,6
1996	4,3	7,1	11,5	12,2	18,4	25,5	25,5
1997	8,0	13,2	23,3	29,5	55,7	75,2	81,1
1998	0,6	1,1	1,3	1,4	1,5	1,5	1,5
1999	1,5	2,7	3,4	4,5	6,7	6,7	6,7
2000	13,3	21,6	32,3	35,3	47,0	47,0	47,0
2001	3,0	5,6	9,6	12,7	18,8	18,8	18,8

Fuente: Elaboración Propia, a partir de los registros pluviográficos facilitados por la Dirección General de Aguas (DGA).

TABLA 8: PRECIPITACIONES MÁXIMAS ANUALES (mm), ESTACIÓN EMBALSE COGOTÍ

Año	Duraciones (h)						
	1	2	4	6	12	24	48
1966	9,3	17,0	25,0	26,8	45,4	55,3	71,3
1967	6,2	11,0	15,4	15,4	15,4	18,5	18,5
1968	3,3	3,6	6,7	7,1	7,1	7,4	7,4
1969	4,8	6,9	7,3	7,3	7,6	7,7	7,7
1970	2,5	3,3	5,9	6,4	6,4	15,7	15,7
1972	6,7	12,0	27,0	30,8	51,3	60,1	60,1
1973	5,4	11,3	18,0	20,0	35,3	35,3	35,5
1974	5,8	10,5	18,5	20,0	29,0	30,0	30,0
1975	6,6	8,2	15,2	21,0	37,6	37,9	52,8
1976	8,7	12,6	22,5	24,6	30,5	47,7	47,7
1980	9,0	19,9	32,2	39,5	51,0	99,7	100,3
1981	12,1	19,6	29,0	39,0	39,8	40,2	40,2
1982	7,0	8,7	14,7	18,5	22,1	30,7	37,7
1983	4,5	9,8	10,2	14,6	20,0	20,1	20,1
1984	14,8	20,0	35,9	40,1	63,2	81,7	120,2
1985	5,7	8,8	14,0	21,0	24,0	31,4	31,4
1986	4,9	10,3	16,1	23,0	29,5	38,4	38,4
1987	12,3	18,0	29,0	40,5	62,0	100,0	124,0
1988	3,8	5,9	8,4	11,8	12,0	12,1	14,1
1989	7,0	9,9	17,4	21,4	21,4	21,5	25,8
1990	7,0	7,0	11,3	11,3	13,4	15,2	18,7
1991	10,0	11,2	21,7	27,7	31,3	37,7	37,7
1992	20,6	41,0	45,0	59,6	70,8	74,9	118,2
1993	15,2	19,0	25,8	36,4	45,5	68,0	68,0
1994	9,3	12,3	14,8	23,8	25,8	27,3	27,4
1995	3,7	8,2	13,9	16,0	19,1	19,3	19,3
1996	5,3	7,0	9,6	11,1	13,2	13,2	13,2
1997	10,8	15,7	29,5	39,5	63,5	116,6	162,6
1998	5,3	5,7	6,3	7,1	7,1	7,3	7,5
1999	4,5	10,2	13,1	16,1	16,4	16,5	16,5
2000	11,1	14,5	28,0	33,2	52,1	78,5	78,5
2001	8,8	14,8	29,1	39,5	72,2	99,3	99,6
2002	11,0	18,9	29,3	37,0	37,4	37,4	39,1

Fuente: Elaboración Propia, a partir de los registros pluviográficos facilitados por la Dirección General de Aguas (DGA).

TABLA 9: PRECIPITACIONES MÁXIMAS ANUALES (mm), ESTACIÓN QUELÓN

Año	Duraciones (h)						
	1	2	4	6	12	24	48
1973	6,5	14,5	20,4	25,0	29,6	31,0	31,0
1974	15,6	25,1	34,5	36,9	41,2	44,7	49,8
1975	10,0	10,0	16,1	19,4	21,2	43,3	43,3
1976	5,5	9,8	14,7	17,8	19,4	25,7	25,7
1977	5,5	1,2	12,9	14,9	14,9	19,6	19,6
1978	9,8	13,0	20,9	23,0	23,0	47,2	78,0
1979	5,1	7,0	7,1	7,3	22,9	22,9	22,9
1980	7,5	15,2	25,4	29,0	35,5	47,0	67,0
1983	2,2	3,8	5,5	7,5	10,0	11,9	11,9
1984	10,9	12,9	17,5	18,0	18,0	23,0	23,0
1985	5,5	13,4	13,4	13,4	14,4	14,4	14,4
1986	6,5	11,6	19,0	24,7	41,3	44,1	47,5
1987	11,3	13,2	25,1	29,3	48,2	87,3	106,1
1988	7,5	14,4	17,0	19,2	25,4	25,4	25,4
1989	6,7	9,2	18,3	23,2	23,2	38,1	46,3
1990	5,1	10,0	13,5	17,7	21,0	20,0	26,6
1991	6,8	16,4	18,3	18,7	31,5	34,5	34,5
1992	10,2	19,1	19,5	20,5	20,7	31,1	31,1
1993	10,7	19,8	23,2	28,0	38,0	60,5	65,0
1994	5,0	8,8	10,5	15,8	17,9	29,5	29,5
1995	6,5	10,4	17,0	22,8	40,4	40,4	41,3
1996	8,7	7,2	12,5	14,1	23,3	33,1	45,6
1998	3,0	5,0	6,8	7,3	8,6	8,6	8,6
1999	6,5	15,3	21,8	19,2	24,1	27,2	56,1
2000	11,8	14,1	18,9	21,6	21,6	23,3	23,4
2001	6,2	8,2	17,0	17,0	19,8	19,8	19,8
2002	7,0	8,2	11,8	24,8	26,3	26,8	48,3

Fuente: Elaboración Propia, a partir de los registros pluviográficos facilitados por la Dirección General de Aguas (DGA).

6.2. Determinación de las Intensidades Máximas de Precipitación en mm/h.

De acuerdo a la metodología propuesta por Témez, cada altura máxima de precipitación horaria fue dividida por su duración expresada en horas, obteniéndose así las intensidades de precipitación máximas anuales, expresadas en mm/h para las siete estaciones pluviográficas en estudio.

Los valores de intensidad de precipitación máxima calculados, la media y la desviación estándar para cada duración, se muestran en las tablas 10, 11, 12, 13, 14, 15 y 16.

TABLA 10: INTENSIDADES MÁXIMAS (mm/h), ESTACIÓN LA TRANQUILLA

Año	Duraciones (h)						
	1	2	4	6	12	24	48
1966	9,60	6,80	5,45	4,30	3,63	2,12	1,21
1967	8,70	7,10	5,58	4,05	2,48	2,29	1,40
1968	7,50	4,55	3,05	2,32	1,33	0,67	0,33
1969	8,00	7,60	4,83	3,22	1,61	0,80	0,40
1971	2,50	1,75	1,13	1,20	0,60	0,30	0,15
1972	6,30	5,65	3,45	3,10	1,68	0,84	0,46
1973	4,00	3,25	2,18	1,67	0,95	0,83	0,41
1974	1,60	1,75	1,30	1,05	0,88	0,45	0,23
1976	4,00	3,50	2,18	1,52	0,90	0,45	0,24
1977	4,00	4,45	2,30	1,67	1,83	0,92	0,46
1979	6,00	3,90	2,18	1,85	1,30	0,65	0,33
1980	9,20	6,35	6,28	4,60	3,83	3,73	2,32
1981	9,00	5,70	4,88	3,37	2,00	1,23	0,63
1982	7,00	5,00	5,10	4,23	2,55	1,33	1,04
1983	5,30	4,55	3,03	2,25	1,57	0,82	0,41
1984	8,80	7,35	3,88	5,48	3,19	3,51	2,40
1985	4,70	4,40	2,53	2,02	1,60	1,96	1,72
1986	3,80	3,60	2,75	2,62	1,78	0,97	0,48
1987	5,20	4,40	3,13	2,73	1,86	1,20	0,60
1988	4,80	4,35	3,08	2,98	1,61	0,80	0,40
1989	6,50	4,55	2,70	2,62	1,61	0,83	0,42
1990	5,20	3,80	2,88	2,43	1,51	0,84	0,42
1991	7,90	5,30	3,83	2,67	1,57	0,80	0,43
1992	9,80	6,90	4,53	3,13	2,37	1,18	0,59
1993	11,40	9,35	6,75	5,65	4,68	3,70	2,17
1994	3,90	2,95	2,20	1,62	0,88	0,82	0,41
1995	11,20	7,20	4,48	3,48	2,26	1,20	0,60
1996	9,40	5,95	4,73	3,15	1,96	1,06	0,53
1997	15,00	10,00	7,50	5,62	3,42	1,98	1,04
1998	2,50	2,50	1,83	1,75	0,99	0,80	0,40
1999	9,60	6,60	4,68	3,25	1,63	0,81	0,48
2000	13,40	8,30	5,58	5,55	3,88	2,08	1,04
2001	4,00	3,90	2,28	1,52	1,08	0,75	0,58
2002	9,50	5,00	3,13	2,45	1,63	0,82	0,62
\bar{x}	7,04	5,24	3,68	2,97	1,96	1,28	0,75
S	3,21	2,00	1,59	1,31	0,99	0,89	0,60

Fuente: Elaboración Propia. (\bar{x} : Promedio aritmético ; S : Desviación típica)

TABLA 11: INTENSIDADES MÁXIMAS (mm/h), ESTACIÓN EMBALSE LA PALOMA

Año	Duraciones (h)						
	1	2	4	6	12	24	48
1962	3,50	2,40	1,43	1,37	1,73	0,92	0,46
1963	9,70	8,00	6,30	5,35	3,53	2,14	1,09
1964	7,50	5,00	2,80	1,98	1,02	0,51	0,25
1965	14,00	10,60	9,03	7,17	4,32	2,70	1,36
1966	10,10	6,10	5,78	4,90	3,49	1,76	0,88
1967	7,80	6,15	3,90	3,02	1,74	0,87	0,44
1969	2,90	2,45	1,28	0,85	1,15	0,58	0,29
1970	3,50	3,30	2,38	1,73	1,02	0,54	0,27
1971	8,80	4,60	4,05	3,67	1,85	0,93	0,46
1972	15,80	9,30	6,60	5,98	3,87	2,40	1,20
1973	9,80	6,30	4,30	3,70	2,86	1,43	0,71
1974	10,10	6,60	5,05	4,20	2,56	1,28	0,64
1975	5,00	4,40	3,08	2,20	1,12	1,01	1,04
1976	10,30	8,00	6,75	6,45	4,75	2,88	0,81
1977	8,50	4,80	3,60	2,57	1,53	1,02	0,73
1978	9,70	7,60	5,03	4,05	2,48	2,00	1,07
1979	1,50	0,75	0,50	0,37	0,18	0,09	0,05
1980	11,80	7,00	6,45	5,58	4,00	2,92	1,84
1981	11,40	6,65	7,38	6,25	4,73	2,36	1,18
1982	7,50	5,55	5,25	4,93	4,03	2,39	1,20
1983	12,30	9,65	7,38	6,30	4,40	4,08	3,09
1984	14,00	10,40	8,38	8,37	7,09	3,95	3,17
1985	5,50	4,75	3,28	2,75	1,76	1,11	0,56
1986	7,00	4,05	2,78	2,32	1,68	0,95	0,50
1987	12,30	8,05	6,10	5,58	4,08	3,57	2,02
1988	4,90	2,70	2,10	1,07	0,80	0,40	0,20
1989	7,00	4,95	3,23	2,85	1,63	1,20	0,60
1990	2,70	2,60	2,10	1,57	1,18	0,67	0,40
1991	9,70	7,30	5,00	3,88	2,09	1,17	0,78
1992	6,40	5,45	4,73	4,48	3,51	1,79	0,90
1993	18,00	13,40	8,15	5,83	3,20	1,60	0,80
1994	7,90	6,40	4,80	3,20	1,60	0,80	0,40
1995	4,80	2,40	1,60	1,13	0,65	0,33	0,16
1996	8,20	5,45	2,98	2,18	1,66	0,83	0,41
1997	20,00	13,45	9,88	8,07	5,36	2,82	1,82
1998	1,70	1,50	1,03	0,80	0,48	0,30	0,15
1999	2,70	2,40	1,75	1,23	0,77	0,38	0,19
2000	10,50	8,00	4,70	3,98	2,47	1,57	0,79
2001	11,80	10,45	8,63	7,22	5,63	3,30	1,65
2002	19,50	11,85	7,35	5,13	3,26	3,01	1,54
\bar{x}	8,90	6,27	4,67	3,86	2,63	1,61	0,90
S	4,62	3,17	2,46	2,18	1,63	1,09	0,72

Fuente: Elaboración Propia. (\bar{x} : Promedio aritmético ; S : Desviación típica)

TABLA 12: INTENSIDADES MÁXIMAS (mm/h), ESTACIÓN ILLAPEL

Año	Duraciones (h)						
	1	2	4	6	12	24	48
1976	4,50	4,75	3,65	2,60	1,68	1,09	0,55
1977	5,00	4,10	4,05	3,23	3,13	1,98	1,27
1978	6,00	2,20	1,35	1,32	0,81	0,62	0,31
1979	2,30	5,25	3,23	2,98	3,29	2,41	1,20
1980	8,10	5,25	4,25	3,03	2,58	1,29	0,65
1981	8,00	8,20	4,30	5,05	4,19	2,45	1,23
1982	10,30	8,00	6,55	5,63	3,79	2,96	1,97
1983	8,20	10,10	7,55	7,08	4,03	2,25	1,77
1984	11,00	2,45	1,88	1,33	0,85	0,68	0,34
1985	4,00	5,85	5,03	4,83	3,26	1,63	0,82
1986	7,30	7,55	6,43	6,15	4,88	3,34	1,75
1987	9,10	2,60	2,00	2,10	1,42	0,71	0,39
1988	2,50	5,25	4,38	3,55	2,33	1,21	0,61
1989	5,50	3,30	1,93	1,43	1,11	0,81	0,58
1990	3,40	2,80	2,15	1,43	0,72	0,36	0,18
1991	4,80	11,10	9,15	7,78	4,51	2,35	1,62
1992	13,70	5,25	4,13	3,33	1,94	0,97	0,49
1993	5,80	10,00	5,93	3,95	2,21	1,57	0,78
1994	16,60	4,10	2,73	2,73	1,64	0,82	0,41
1995	5,90	3,30	1,93	1,30	1,19	0,63	0,33
1996	4,10	7,25	7,15	5,70	4,23	2,12	1,06
1997	8,70	1,80	1,30	1,00	0,54	0,27	0,14
1998	2,00	6,50	3,78	2,73	1,48	0,74	0,49
1999	7,00	7,10	5,00	5,32	4,15	2,11	1,05
2000	9,20	6,75	6,48	5,03	4,57	2,90	1,45
2001	9,00	9,35	6,68	5,67	3,76	2,41	1,20
2002	12,30	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
\bar{x}	7,20	5,56	4,18	3,57	2,53	1,51	0,84
<i>S</i>	3,56	2,83	2,26	2,04	1,47	0,93	0,55

Fuente: Elaboración Propia. (\bar{x} : Promedio aritmético ; *S* : Desviación típica)

TABLA 13: INTENSIDADES MÁXIMAS (mm/h), ESTACIÓN LOS CÓNDORES

Año	Duraciones (h)						
	1	2	4	6	12	24	48
1978	6,00	3,20	2,80	2,78	2,20	1,15	0,58
1979	8,80	6,30	3,45	2,43	1,30	0,92	0,46
1980	9,50	7,75	6,68	5,08	2,96	1,61	1,16
1981	1,10	0,55	0,35	0,23	0,12	0,06	0,03
1982	7,50	6,00	5,88	5,55	4,50	2,75	1,40
1983	8,20	6,80	4,03	3,58	1,93	0,98	0,49
1984	15,00	11,50	9,50	7,33	5,92	4,38	3,09
1985	9,30	5,00	4,50	4,17	2,48	1,24	0,62
1986	11,00	6,00	5,00	4,77	4,03	2,08	1,04
1987	12,60	9,00	7,50	6,50	4,85	4,34	3,05
1988	8,50	6,05	4,88	3,52	2,02	1,23	0,67
1989	9,00	5,50	5,00	5,00	3,68	2,48	1,25
1990	6,50	7,50	4,25	2,92	1,50	0,76	0,40
1991	11,50	8,20	5,35	4,50	2,70	1,81	1,09
1993	5,50	5,90	5,10	3,90	2,50	1,50	0,80
1994	6,30	3,85	3,43	2,55	1,28	0,64	0,36
1995	5,60	5,15	3,60	3,18	1,59	1,08	0,54
1996	2,50	1,15	1,98	1,33	0,96	0,56	0,28
1998	2,50	1,70	1,60	1,32	0,66	0,33	0,20
1999	3,50	1,80	2,05	1,37	0,68	0,36	0,18
2000	5,60	3,35	2,35	1,57	0,78	0,39	0,20
2002	10,40	9,65	5,65	5,45	5,69	4,88	2,90
\bar{x}	7,56	5,54	4,31	3,59	2,47	1,62	0,94
S	3,48	2,84	2,09	1,84	1,67	1,37	0,92

Fuente: Elaboración Propia. (\bar{x} : Promedio aritmético ; S : Desviación típica)

TABLA 14: INTENSIDADES MÁXIMAS ANUALES (mm/h), ESTACIÓN RIVADAVIA

Año	Duraciones (h)						
	1	2	4	6	12	24	48
1976	6,00	5,85	4,08	4,15	2,27	1,13	0,59
1977	6,20	3,90	3,10	2,07	1,85	0,93	0,51
1978	9,00	6,35	4,65	4,27	3,79	2,05	1,20
1979	3,30	2,25	1,20	0,92	0,48	0,24	0,12
1980	9,00	7,95	6,45	5,08	3,09	2,12	1,19
1981	3,00	2,35	1,75	1,65	0,83	0,49	0,24
1982	6,00	5,30	4,68	5,13	3,75	2,78	1,42
1983	5,00	3,35	2,50	2,08	1,62	0,90	0,45
1984	7,20	5,90	4,73	4,17	3,67	2,33	1,18
1985	5,50	5,45	4,43	3,47	2,12	1,25	0,67
1986	7,00	3,70	2,35	2,25	2,01	1,00	0,50
1987	9,00	7,25	6,10	5,63	4,53	3,09	2,07
1988	3,50	2,60	2,80	1,83	0,95	0,48	0,24
1989	1,50	1,95	1,20	1,22	1,06	0,82	0,41
1990	6,00	4,35	2,68	2,25	1,67	1,47	0,78
1991	8,70	5,45	4,13	3,07	2,86	2,08	1,39
1992	10,00	7,40	4,23	4,23	3,33	2,20	1,63
1993	2,90	2,35	1,65	1,30	1,00	0,51	0,25
1994	4,50	4,45	3,58	2,67	2,25	1,45	0,93
1996	4,30	3,55	2,88	2,03	1,53	1,06	0,53
1997	8,00	6,60	5,83	4,92	4,64	3,13	1,69
1998	0,60	0,55	0,33	0,23	0,13	0,06	0,03
1999	1,50	1,35	0,85	0,75	0,56	0,28	0,14
2000	13,30	10,80	8,08	5,88	3,92	1,96	0,98
2001	3,00	2,80	2,40	2,12	1,57	0,78	0,39
\bar{x}	5,76	4,55	3,46	2,93	2,22	1,38	0,78
<i>S</i>	3,07	2,39	1,91	1,64	1,32	0,90	0,56

Fuente: Elaboración Propia (\bar{x} : Promedio aritmético ; *S* : Desviación típica)

TABLA 15: INTENSIDADES MÁXIMAS (mm/h), ESTACIÓN EMBALSE COGOTÍ

Año	Duraciones (h)						
	1	2	4	6	12	24	48
1966	9,30	8,50	6,25	4,47	3,78	2,30	1,49
1967	6,20	5,50	3,85	2,57	1,28	0,77	0,39
1968	3,30	1,80	1,68	1,18	0,59	0,31	0,15
1969	4,80	3,45	1,83	1,22	0,63	0,32	0,16
1970	2,50	1,65	1,48	1,07	0,53	0,65	0,33
1972	6,70	6,00	6,75	5,13	4,28	2,50	1,25
1973	5,40	5,65	4,50	3,33	2,94	1,47	0,74
1974	5,80	5,25	4,63	3,33	2,42	1,25	0,63
1975	6,60	4,10	3,80	3,50	3,13	1,58	1,10
1976	8,70	6,30	5,63	4,10	2,54	1,99	0,99
1980	9,00	9,95	8,05	6,58	4,25	4,15	2,09
1981	12,10	9,80	7,25	6,50	3,32	1,68	0,84
1982	7,00	4,35	3,68	3,08	1,84	1,28	0,79
1983	4,50	4,90	2,55	2,43	1,67	0,84	0,42
1984	14,80	10,00	8,98	6,68	5,27	3,40	2,50
1985	5,70	4,40	3,50	3,50	2,00	1,31	0,65
1986	4,90	5,15	4,03	3,83	2,46	1,60	0,80
1987	12,30	9,00	7,25	6,75	5,17	4,17	2,58
1988	3,80	2,95	2,10	1,97	1,00	0,50	0,29
1989	7,00	4,95	4,35	3,57	1,78	0,90	0,54
1990	7,00	3,50	2,83	1,88	1,12	0,63	0,39
1991	10,00	5,60	5,43	4,62	2,61	1,57	0,79
1992	20,60	20,50	11,25	9,93	5,90	3,12	2,46
1993	15,20	9,50	6,45	6,07	3,79	2,83	1,42
1994	9,30	6,15	3,70	3,97	2,15	1,14	0,57
1995	3,70	4,10	3,48	2,67	1,59	0,80	0,40
1996	5,30	3,50	2,40	1,85	1,10	0,55	0,28
1997	10,80	7,85	7,38	6,58	5,29	4,86	3,39
1998	5,30	2,85	1,58	1,18	0,59	0,30	0,16
1999	4,50	5,10	3,28	2,68	1,37	0,69	0,34
2000	11,10	7,25	7,00	5,53	4,34	3,27	1,64
2001	8,80	7,40	7,28	6,58	6,02	4,14	2,08
2002	11,00	9,45	7,33	6,17	3,12	1,56	0,81
\bar{x}	7,95	6,25	4,89	4,08	2,72	1,77	1,01
S	3,89	3,50	2,42	2,13	1,64	1,29	0,83

Fuente: Elaboración Propia. (\bar{x} : Promedio aritmético ; S : Desviación típica)

TABLA 16: INTENSIDADES MÁXIMAS (mm/h), ESTACIÓN QUELÓN

Año	Duraciones (h)						
	1	2	4	6	12	24	48
1973	6,50	7,25	5,10	4,17	2,47	1,29	0,65
1974	15,60	12,55	8,63	6,15	3,43	1,86	1,04
1975	10,00	5,00	4,03	3,23	1,77	1,80	0,90
1976	5,50	4,90	3,68	2,97	1,62	1,07	0,54
1977	5,50	0,60	3,23	2,48	1,24	0,82	0,41
1978	9,80	6,50	5,23	3,83	1,92	1,97	1,63
1979	5,10	3,50	1,78	1,22	1,91	0,95	0,48
1980	7,50	7,60	6,35	4,83	2,96	1,96	1,40
1983	2,20	1,90	1,38	1,25	0,83	0,50	0,25
1984	10,90	6,45	4,38	3,00	1,50	0,96	0,48
1985	5,50	6,70	3,35	2,23	1,20	0,60	0,30
1986	6,50	5,80	4,75	4,12	3,44	1,84	0,99
1987	11,30	6,60	6,28	4,88	4,02	3,64	2,21
1988	7,50	7,20	4,25	3,20	2,12	1,06	0,53
1989	6,70	4,60	4,58	3,87	1,93	1,59	0,96
1990	5,10	5,00	3,38	2,95	1,75	0,83	0,55
1991	6,80	8,20	4,58	3,12	2,63	1,44	0,72
1992	10,20	9,55	4,88	3,42	1,73	1,30	0,65
1993	10,70	9,90	5,80	4,67	3,17	2,52	1,35
1994	5,00	4,40	2,63	2,63	1,49	1,23	0,61
1995	6,50	5,20	4,25	3,80	3,37	1,68	0,86
1996	8,70	3,60	3,13	2,35	1,94	1,38	0,95
1998	3,00	2,50	1,70	1,22	0,72	0,36	0,18
1999	6,50	7,65	5,45	3,20	2,01	1,13	1,17
2000	11,80	7,05	4,73	3,60	1,80	0,97	0,49
2001	6,20	4,10	4,25	2,83	1,65	0,83	0,41
2002	7,20	4,10	2,95	4,13	2,19	1,12	1,01
\bar{x}	7,548	5,867	4,246	3,309	2,103	1,359	0,804
S	2,945	2,569	1,566	1,153	0,831	0,682	0,460

Fuente: Elaboración Propia. (\bar{x} : Promedio aritmético ; S : Desviación típica)

6.3 Ajuste de los Datos a la Función de Distribución de Probabilidad de Gumbel.

Esta etapa del estudio corresponde al ajuste de los valores de intensidad de precipitación calculados, a la función de distribución de probabilidad de Gumbel. Los valores asumidos por los parámetros de la función, para cada duración y estación, se muestran en la tabla 17.

TABLA 17: ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS DE LA FUNCIÓN DE GUMBEL POR DURACIÓN.

Estación	La Tranquilla		Embalse La Paloma		Illapel		Los Cóndores	
	μ	d	μ	d	μ	d	μ	d
1	5,596	0,400	6,824	0,278	5,594	0,360	5,997	0,369
2	4,343	0,641	4,842	0,405	4,289	0,454	4,262	0,451
4	2,969	0,806	3,565	0,522	3,164	0,567	3,373	0,613
6	2,383	0,978	2,877	0,589	2,650	0,629	2,765	0,698
12	1,516	1,300	1,898	,0788	1,868	0,872	1,718	0,769
24	0,878	1,434	1,124	1,180	1,090	1,385	0,997	0,933
48	0,476	2,147	0,577	1,773	0,589	2,230	0,530	1,393

Fuente: Elaboración Propia.

Continuación tabla 17. ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS DE LA FUNCIÓN DE GUMBEL POR DURACIÓN.

Estación	Rivadavia		Embalse Cogotí		Quelón	
	μ	d	μ	d	μ	d
1	4,380	0,418	6,188	0,324	6,223	0,435
2	3,474	0,536	4,678	0,366	4,710	0,499
4	2,605	0,672	3,801	0,529	3,542	0,819
6	2,196	0,781	3,118	0,602	2,790	1,113
12	1,624	0,973	1,986	0,783	1,729	1,542
24	0,979	1,425	1,189	0,992	1,052	1,882
48	0,530	2,297	0,638	1,539	0,597	2,787

Fuente: Elaboración Propia.

6.4. Determinación de las Pruebas de Bondad de Ajuste.

Realizados los ajustes de los datos a la función de Gumbel, se procedió a realizar las pruebas de bondad de ajuste, empleándose para ello el test de Kolmogorov – Smirnov y el Coeficiente de Determinación R^2 . Los resultados de dichas pruebas se indican en las tablas 18 y 19.

TABLA 18: NIVEL DE AJUSTE DE LA PRUEBA K-S PARA CADA DURACIÓN Y ESTACIÓN.

Estación	La Tranquilla		Embalse La Paloma		Illapel		Los Cóncores		Rivadavia		Embalse Cogotí		Quelón	
	Dt 0,232		Dt 0,220		Dt 0,258		Dt 0,284		Dt 0,270		Dt 0,234		Dt 0,258	
Duración	Dc	R	Dc	R	Dc	R	Dc	R	Dc	R	Dc	R	Dc	R
1	0,152	A	0,101	A	0,085	A	0,120	A	0,102	A	0,095	A	0,096	A
2	0,076	A	0,103	A	0,095	A	0,142	A	0,11	A	0,074	A	0,122	A
4	0,115	A	0,088	A	0,104	A	0,107	A	0,112	A	0,113	A	0,143	A
6	0,072	A	0,104	A	0,134	A	0,118	A	0,151	A	0,173	A	0,111	A
12	0,102	A	0,112	A	0,146	A	0,063	A	0,103	A	0,079	A	0,085	A
24	0,168	A	0,093	A	0,141	A	0,115	A	0,127	A	0,108	A	0,196	A
48	0,231	A	0,071	A	0,108	A	0,127	A	0,104	A	0,139	A	0,080	A

Fuente: Elaboración Propia.

R = Resultado de la prueba

A = El modelo es aceptado.

Dc = Estadístico de Kolmogorov – Smirnov.

Dt = Valor de tabla

TABLA 19: COEFICIENTE DE DETERMINACIÓN PARA CADA ESTACIÓN Y DURACIÓN.

Estación	La Tranquilla	Embalse La Paloma	Illapel	Los Cóndores	Rivadavia	Embalse Cogotí	Quelón
Duración	R² (%)	R² (%)	R² (%)	R² (%)	R² (%)	R² (%)	R² (%)
1	97,0	98,2	99,1	94,5	98,1	98,6	96,9
2	98,9	98,8	98,7	95,2	98,5	98,6	98,1
4	98,0	98,6	97,8	97,4	98,4	97,7	96,8
6	99,0	98,2	97,8	97,7	96,8	96,9	97,3
12	96,3	97,8	96,3	99,0	98,4	99,0	97,4
24	87,5	98,2	95,9	99,6	98,2	96,9	95,7
48	86,0	98,6	97,2	93,3	98,0	95,3	98,4

Fuente: Elaboración Propia.

6.5. Diseño de las Curvas Intensidad – Duración – Frecuencia para las Siete Estaciones Pluviográficas.

A continuación se exponen las gráficas de las curvas IDF correspondientes a las siete estaciones pluviográficas de la Región de Coquimbo.

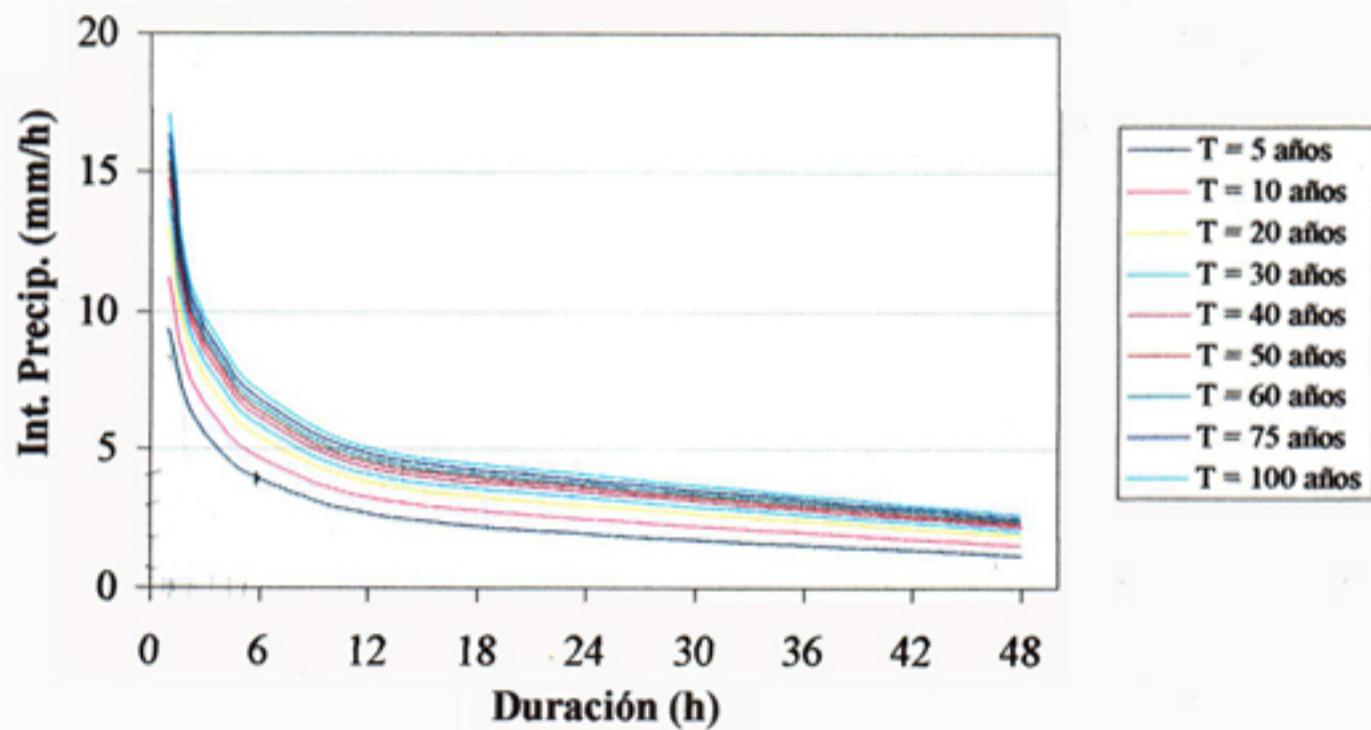


FIGURA 4: CURVAS IDF ESTACIÓN LA TRANQUILLA

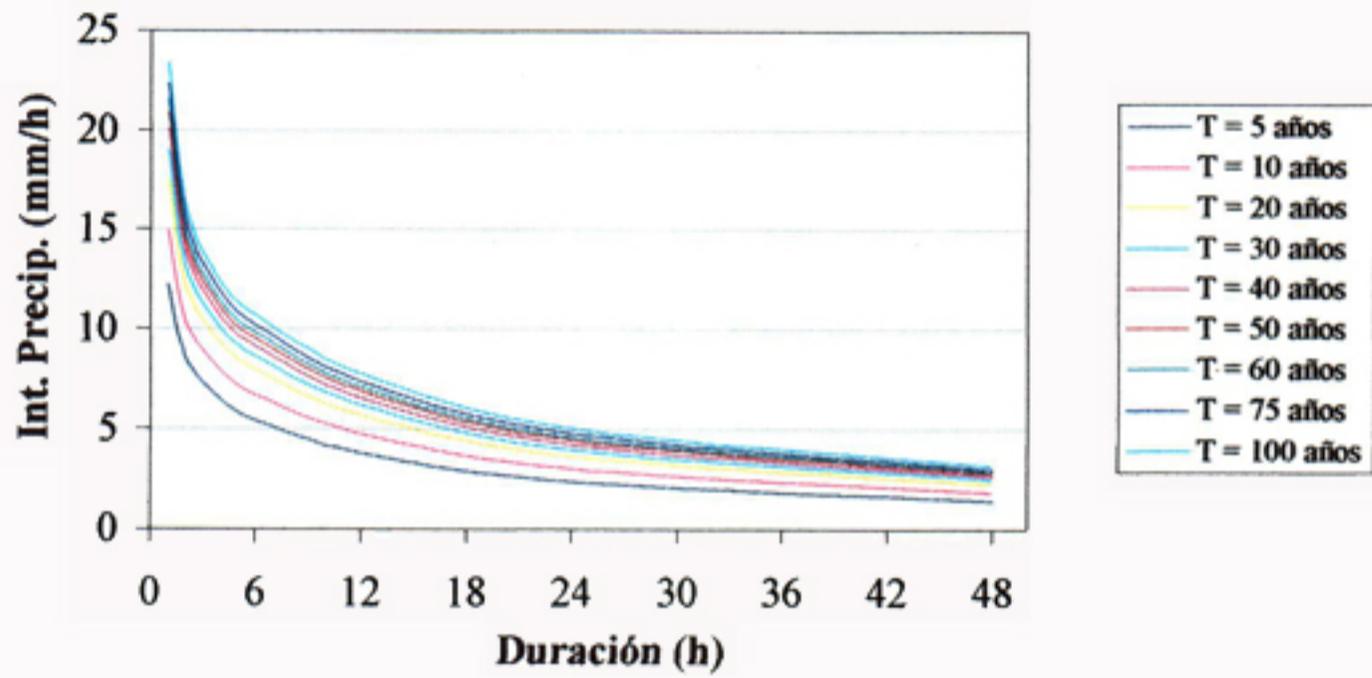


FIGURA 5: CURVAS IDF ESTACIÓN EMBALSE LA PALOMA

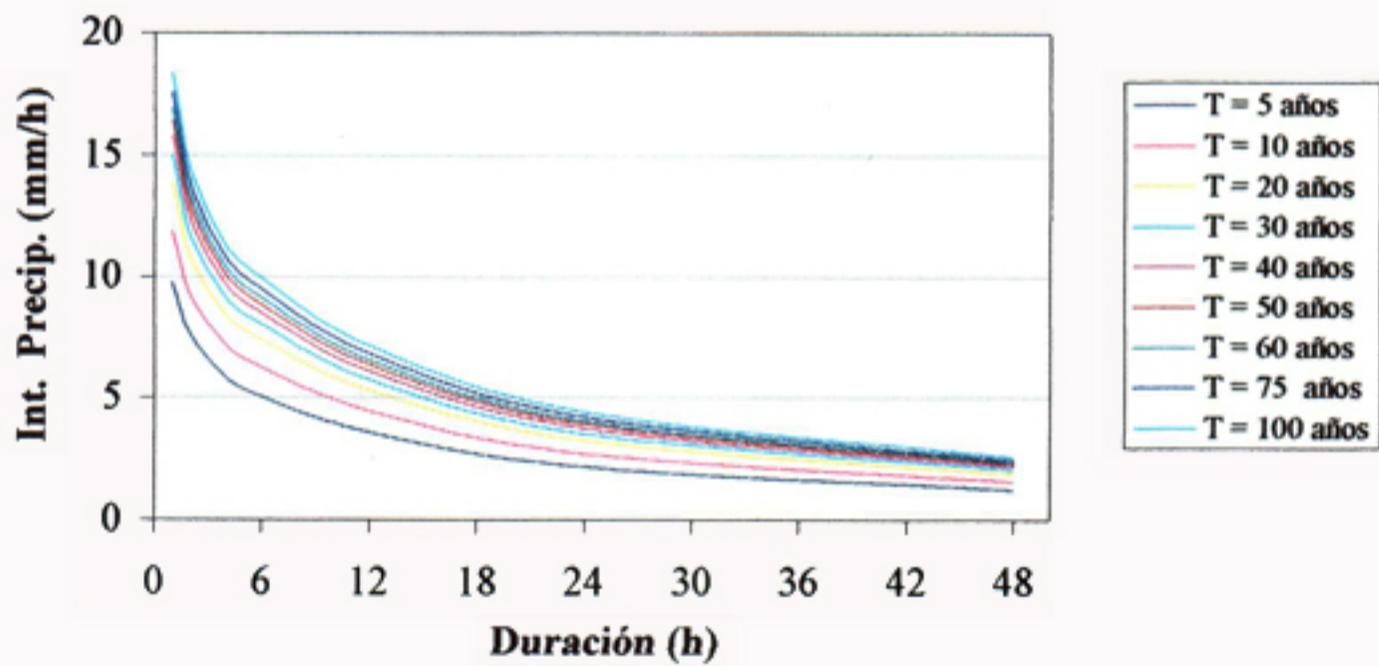


FIGURA 6: CURVAS IDF ESTACIÓN ILLAPEL

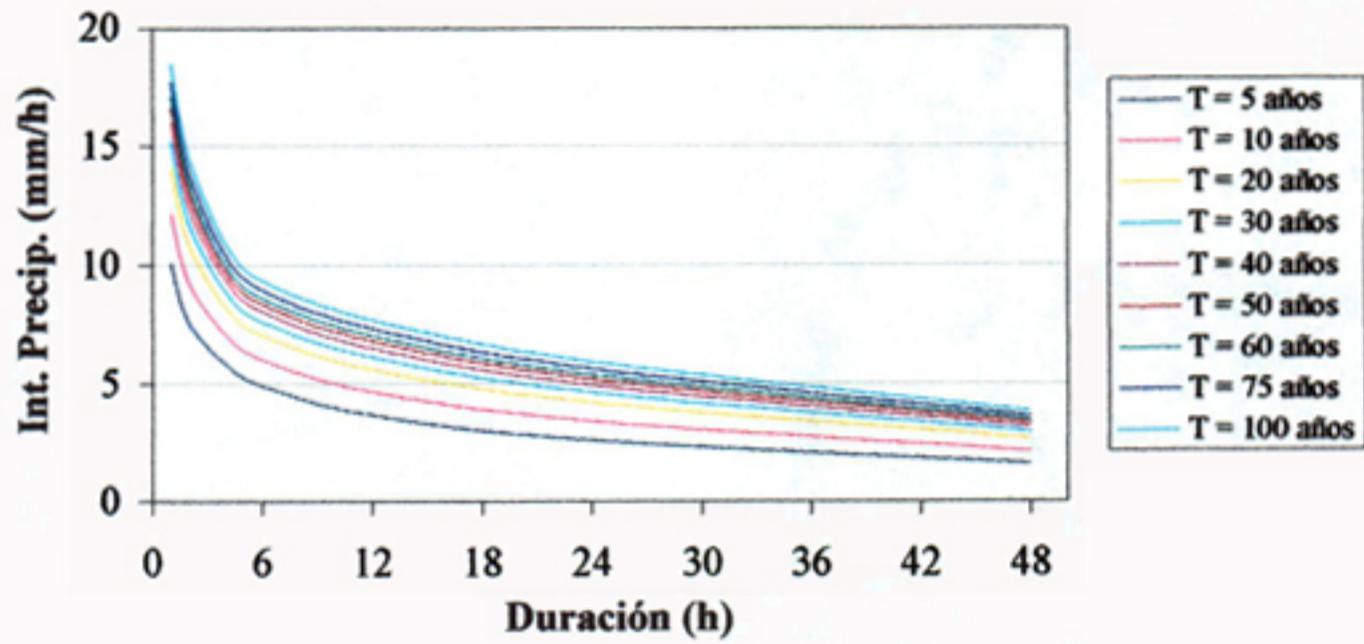


FIGURA 7: CURVAS IDF ESTACIÓN LOS CÓNDORES

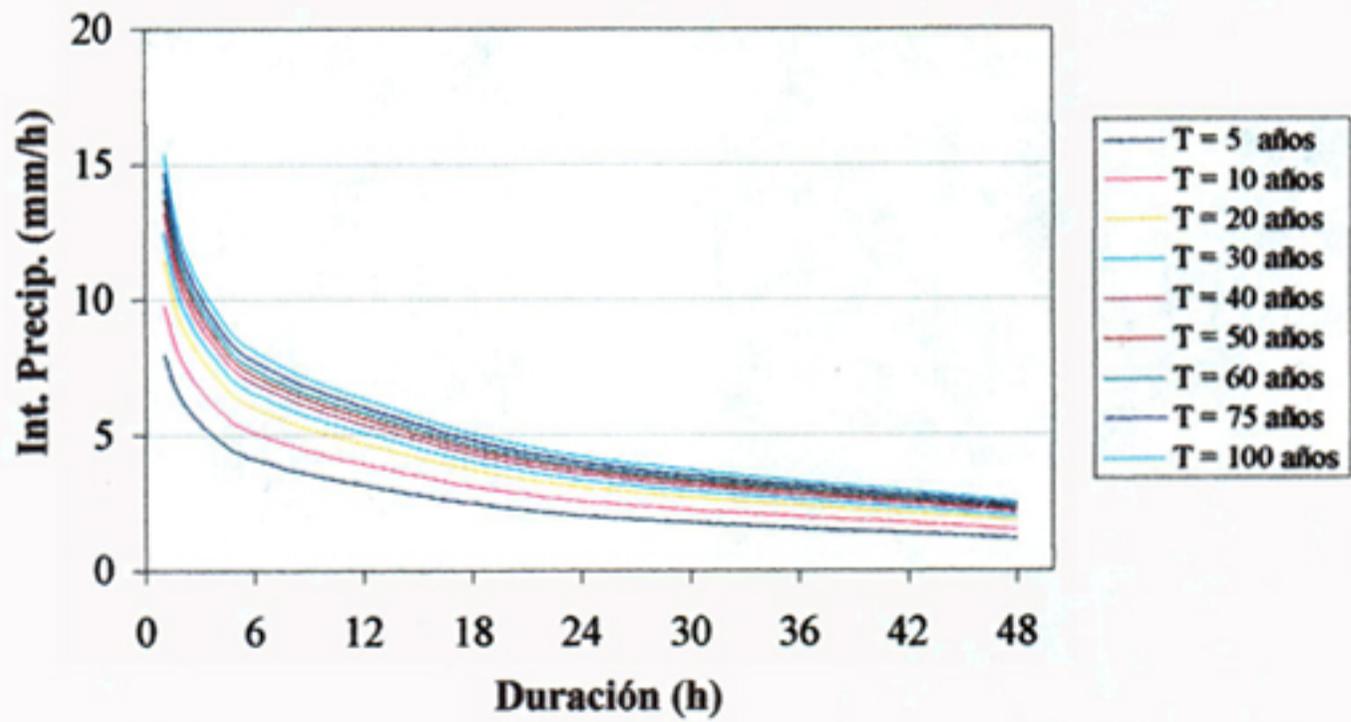


FIGURA 8: CURVAS IDF ESTACIÓN RIVADAVIA

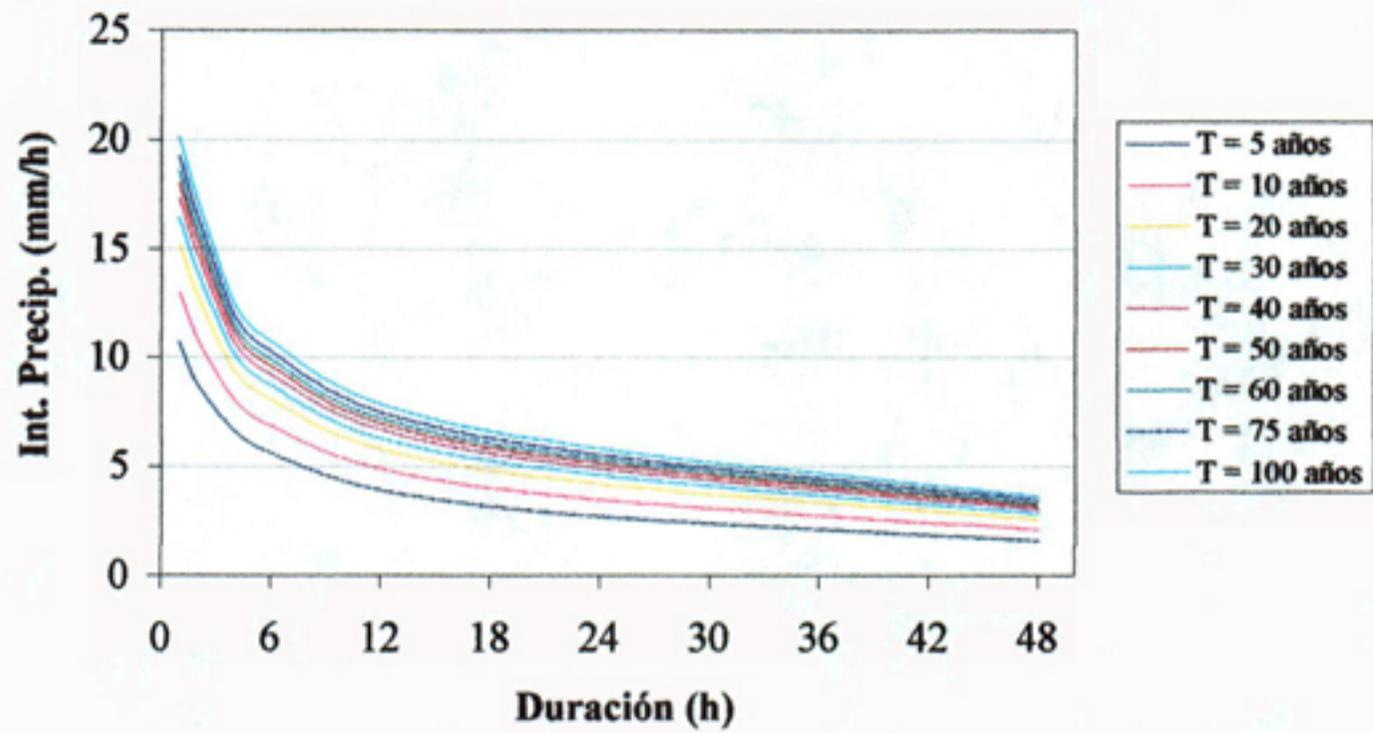


FIGURA 9: CURVAS IDF ESTACIÓN EMBALSE COGOTÍ

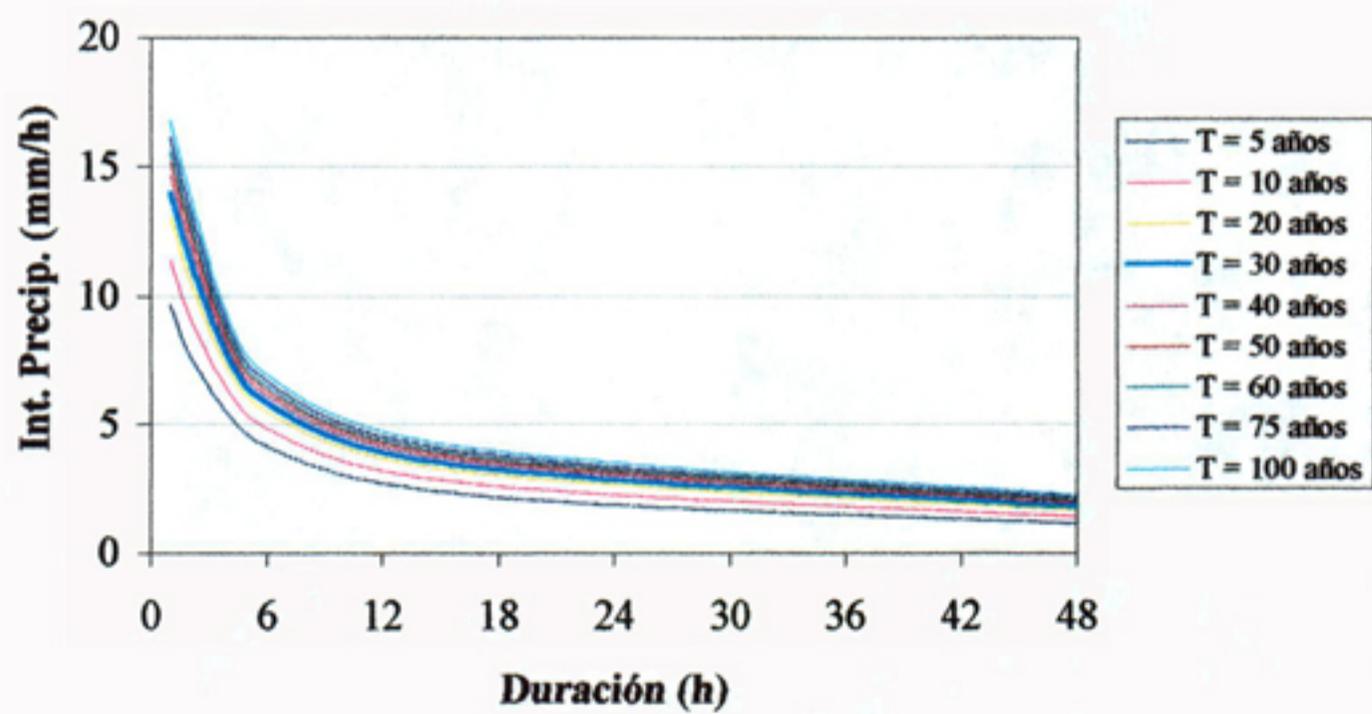


FIGURA 10: CURVAS IDF ESTACIÓN QUELÓN

6.6. Determinación de las Tablas de Uso Práctico.

La información contenida en las gráficas de las curvas IDF, se entregan mediante tablas de uso práctico por ser más adecuado su uso, ya que permiten extrapolar las intensidades para distintos períodos de retorno, a zonas con pluviómetros.

En las tablas 20, 21, 22, 23, 24, 25 y 26 se entrega dicha información para las siete estaciones en estudio.

TABLA 20: INTENSIDADES DE PRECIPITACIÓN ASOCIADAS A DISTINTOS PERÍODOS DE RETORNO, ESTACIÓN LA TRANQUILLA.

Duración (h)	Intensidades de pp. asociadas a los T en mm/h								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	9,34	11,22	13,02	14,05	14,78	15,35	15,81	16,37	17,09
2	6,68	7,86	8,98	9,63	10,08	10,43	10,72	11,07	11,52
4	4,83	5,76	6,65	7,17	7,53	7,81	8,04	8,31	8,67
6	3,92	4,69	5,42	5,85	6,14	6,37	6,56	6,79	7,09
12	2,67	3,25	3,80	4,12	4,34	4,52	4,66	4,83	5,05
24	1,92	2,45	2,95	3,24	3,44	3,60	3,73	3,88	4,09
48	1,17	1,52	1,86	2,05	2,19	2,29	2,38	2,48	2,62

Fuente: Elaboración Propia.

TABLA 21: INTENSIDADES DE PRECIPITACIÓN ASOCIADAS A DISTINTOS PERÍODOS DE RETORNO, ESTACIÓN EMBALSE LA PALOMA

Duración (h)	Intensidades de pp. asociadas a los T en mm/h								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	12,23	14,93	17,52	19,01	20,06	20,88	21,54	22,35	23,39
2	8,55	10,40	12,18	13,21	13,93	14,49	14,94	15,50	16,21
4	6,44	7,87	9,25	10,04	10,60	11,04	11,39	11,82	12,37
6	5,42	6,70	7,92	8,62	9,12	9,50	9,81	10,20	10,69
12	3,80	4,75	5,67	6,19	6,56	6,85	7,08	7,37	7,74
24	2,40	3,03	3,64	3,99	4,24	4,43	4,59	4,78	5,02
48	1,42	1,85	2,25	2,49	2,65	2,78	2,88	3,01	3,17

Fuente: Elaboración Propia.

TABLA 22: INTENSIDADES DE PRECIPITACIÓN ASOCIADAS A DISTINTOS PERÍODOS DE RETORNO, ESTACIÓN ILLAPEL.

Duración (h)	Intensidades de pp. asociadas a los T en mm/h								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	9,76	11,84	13,84	14,99	15,80	16,43	16,94	17,56	18,36
2	7,59	9,25	10,84	11,75	12,39	12,89	13,30	13,79	14,43
4	5,81	7,13	8,40	9,14	9,65	10,05	10,37	10,77	11,28
6	5,03	6,23	7,37	8,03	8,49	8,85	9,15	9,50	9,96
12	3,59	4,45	5,27	5,75	6,08	6,34	6,55	6,81	7,14
24	2,17	2,71	3,23	3,53	3,74	3,91	4,04	4,20	4,41
48	1,24	1,56	1,87	2,05	2,17	2,27	2,35	2,45	2,57

Fuente: Elaboración Propia.

TABLA 23: INTENSIDADES DE PRECIPITACIÓN ASOCIADAS A DISTINTOS PERÍODOS DE RETORNO, ESTACIÓN LOS CÓNDORES.

Duración (h)	Intensidades de pp. asociadas a los T en mm/h								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	10,07	12,10	14,06	15,18	15,97	16,59	17,09	17,70	18,48
2	7,59	9,25	10,84	11,76	12,41	12,91	13,32	13,81	14,46
4	5,82	7,04	8,21	8,89	9,37	9,73	10,03	10,40	10,87
6	4,91	5,99	7,02	7,61	8,03	8,36	8,62	8,94	9,36
12	3,67	4,65	5,58	6,12	6,50	6,79	7,03	7,33	7,70
24	2,60	3,41	4,18	4,62	4,94	5,18	5,38	5,62	5,93
48	1,61	2,15	2,66	2,96	3,17	3,33	3,46	3,63	3,83

Fuente: Elaboración Propia.

TABLA 24: INTENSIDADES DE PRECIPITACIÓN PARA DISTINTOS PERÍODOS DE RETORNO, ESTACIÓN RIVADAVIA.

Duración (h)	Intensidades de pp. asociadas a los T en mm/h								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	7,97	9,76	11,48	12,47	13,17	13,71	14,15	14,69	15,38
2	6,27	7,68	9,02	9,79	10,34	10,76	11,10	11,52	12,06
4	4,84	5,95	7,03	7,64	8,08	8,41	8,69	9,02	9,45
6	4,12	5,08	6,00	6,53	6,90	7,19	7,43	7,71	8,09
12	3,17	3,94	4,68	5,10	5,40	5,64	5,82	6,06	6,35
24	2,03	2,56	3,06	3,35	3,56	3,72	3,85	4,00	4,21
48	1,18	1,51	1,82	2,00	2,13	2,23	2,31	2,41	2,53

Fuente: Elaboración Propia.

TABLA 25: INTENSIDADES DE PRECIPITACIÓN ASOCIADAS A DISTINTOS PERÍODOS DE RETORNO. ESTACIÓN EMBALSE COGOTÍ.

Duración (h)	Intensidades de pp. asociadas a los T en mm/h								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	10,82	13,14	15,36	16,64	17,54	18,24	18,81	19,50	20,40
2	8,78	10,83	12,79	13,92	14,72	15,34	15,84	16,45	17,24
4	6,64	8,06	9,42	10,20	10,75	11,18	11,53	11,95	12,50
6	5,61	6,85	8,05	8,74	9,22	9,60	9,90	10,28	10,76
12	3,90	4,86	5,78	6,31	6,68	6,97	7,20	7,49	7,86
24	2,70	3,46	4,18	4,60	4,89	5,12	5,31	5,53	5,82
48	1,61	2,10	2,57	2,84	3,03	3,17	3,29	3,44	3,63

Fuente: Elaboración Propia.

TABLA 26 INTENSIDADES DE PRECIPITACIÓN ASOCIADAS A DISTINTOS PERÍODOS DE RETORNO. ESTACIÓN QUELÓN.

Duración (h)	Intensidades de pp. asociadas a los T en mm/h								
	T5	T10	T20	T30	T40	T50	T60	T75	T100
1	9,67	11,39	13,04	13,99	14,67	15,18	15,61	16,12	16,79
2	7,72	9,22	10,66	11,49	12,07	12,53	12,90	13,35	13,93
4	5,37	6,29	7,17	7,67	8,03	8,31	8,53	8,80	9,16
6	4,14	4,81	5,46	5,83	6,09	6,30	6,46	6,67	6,93
12	2,70	3,19	3,65	3,92	4,11	4,26	4,38	4,52	4,71
24	1,85	2,25	2,63	2,85	3,01	3,13	3,22	3,34	3,50
48	1,13	1,40	1,66	1,81	1,92	2,00	2,06	2,14	2,25

Fuente: Elaboración Propia.

Las tablas que a continuación se entregan, corresponden a las del parámetro k, calculado para las 7 estaciones. Este parámetro entrega la relación entre la intensidad horaria y la intensidad de precipitación caída en 24 horas, para cada período de retorno considerado en este estudio.

TABLA 27: DETERMINACIÓN DEL PARÁMETRO K PARA DISTINTOS PERÍODOS DE RETORNO Y DURACIONES, ESTACIÓN LA TRANQUILLA.

Duración (h)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T)								
	K5	K10	K20	K30	K40	K50	K60	K75	K100
1	4,86	4,59	4,41	4,34	4,30	4,26	4,24	4,21	4,18
2	3,47	3,21	3,04	2,97	2,93	2,90	2,88	2,85	2,82
4	2,51	2,35	2,26	2,21	2,19	2,17	2,16	2,14	2,12
6	2,04	1,91	1,84	1,81	1,79	1,77	1,76	1,75	1,74
12	1,39	1,33	1,29	1,27	1,26	1,26	1,25	1,24	1,24
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
48	0,61	0,62	0,63	0,63	0,64	0,64	0,64	0,64	0,64

Fuente: Elaboración Propia.

TABLA 28: DETERMINACIÓN DEL PARÁMETRO K PARA DISTINTOS PERÍODOS DE RETORNO Y DURACIONES, EMBALSE LA PALOMA.

Duración (h)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T)								
	K5	K10	K20	K30	K40	K50	K60	K75	K100
1	5,10	4,93	4,81	4,76	4,73	4,71	4,70	4,68	4,66
2	3,57	3,43	3,35	3,31	3,29	3,27	3,26	3,24	3,23
4	2,69	2,60	2,54	2,52	2,50	2,49	2,48	2,47	2,46
6	2,26	2,21	2,18	2,16	2,15	2,14	2,14	2,13	2,13
12	1,59	1,57	1,56	1,55	1,55	1,55	1,54	1,54	1,54
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
48	0,59	0,61	0,62	0,62	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63

Fuente: Elaboración Propia.

TABLA 29: DETERMINACIÓN DEL PARÁMETRO K PARA DISTINTOS PERÍODOS DE RETORNO Y DURACIONES, ESTACIÓN ILLAPEL

Duración (h)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T)								
	K5	K10	K20	K30	K40	K50	K60	K75	K100
1	4,49	4,36	4,28	4,24	4,22	4,22	4,19	4,20	4,19
2	3,50	3,41	3,35	3,33	3,31	3,31	3,29	3,30	3,29
4	2,67	2,63	2,60	2,59	2,58	2,58	2,57	2,57	2,57
6	2,32	2,29	2,28	2,27	2,27	2,27	2,26	2,27	2,26
12	1,65	1,64	1,63	1,63	1,63	1,63	1,62	1,62	1,62
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
48	0,57	0,57	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58

Fuente: Elaboración Propia.

TABLA 30: DETERMINACIÓN DEL PARÁMETRO K PARA DISTINTOS PERÍODOS DE RETORNO Y DURACIONES, ESTACIÓN LOS CÓNDORES.

Duración (h)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T)								
	K5	K10	K20	K30	K40	K50	K60	K75	K100
1	3,87	3,55	3,36	3,28	3,24	3,20	3,18	3,15	3,12
2	2,91	2,71	2,59	2,54	2,51	2,49	2,48	2,46	2,44
4	2,23	2,07	1,96	1,92	1,90	1,88	1,87	1,85	1,83
6	1,89	1,76	1,68	1,65	1,63	1,61	1,60	1,59	1,58
12	1,41	1,36	1,34	1,32	1,32	1,31	1,31	1,30	1,30
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
48	0,62	0,63	0,64	0,64	0,64	0,64	0,64	0,65	0,65

Fuente: Elaboración Propia.

TABLA 31: DETERMINACIÓN DEL PARÁMETRO K PARA DISTINTOS PERÍODOS DE RETORNO Y DURACIONES, ESTACIÓN RIVADAVIA.

Duración (h)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T)								
	K5	K10	K20	K30	K40	K50	K60	K75	K100
1	3,92	3,82	3,75	3,72	3,70	3,69	3,68	3,67	3,66
2	3,09	3,00	2,95	2,92	2,91	2,90	2,89	2,88	2,87
4	2,38	2,33	2,29	2,28	2,27	2,26	2,26	2,25	2,25
6	2,03	1,99	1,96	1,95	1,94	1,94	1,93	1,93	1,92
12	1,56	1,54	1,53	1,52	1,52	1,52	1,51	1,51	1,51
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
48	0,58	0,59	0,60	0,60	0,60	0,60	0,60	0,60	0,60

Fuente: Elaboración Propia.

TABLA 32: DETERMINACIÓN DEL PARÁMETRO K PARA DISTINTOS PERÍODOS DE RETORNO Y DURACIONES, ESTACIÓN EMBALSE COGOTÍ.

Duración (h)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T)								
	K5	K10	K20	K30	K40	K50	K60	K75	K100
1	4,01	3,80	3,67	3,62	3,58	3,56	3,54	3,52	3,50
2	3,25	3,13	3,06	3,03	3,01	2,99	2,99	2,97	2,96
4	2,46	2,33	2,25	2,22	2,20	2,18	2,17	2,16	2,15
6	2,08	1,98	1,92	1,90	1,88	1,87	1,87	1,86	1,85
12	1,44	1,41	1,38	1,37	1,36	1,36	1,36	1,35	1,35
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
48	0,60	0,61	0,61	0,62	0,62	0,62	0,62	0,62	0,62

Fuente: Elaboración Propia.

TABLA 33: DETERMINACIÓN DEL PARÁMETRO K PARA DISTINTOS PERÍODOS DE RETORNO Y DURACIONES. ESTACIÓN QUELÓN.

Duración (h)	Parámetro k para los distintos períodos de retorno (T)								
	K5	K10	K20	K30	K40	K50	K60	K75	K100
1	5,23	5,07	4,96	4,91	4,88	4,86	4,84	4,82	4,80
2	4,17	4,10	4,05	4,03	4,02	4,01	4,00	3,99	3,98
4	2,91	2,80	2,73	2,69	2,67	2,66	2,65	2,63	2,62
6	2,24	2,14	2,08	2,05	2,03	2,02	2,01	1,99	1,98
12	1,46	1,42	1,39	1,38	1,37	1,36	1,36	1,35	1,35
24	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
48	0,61	0,62	0,63	0,64	0,64	0,64	0,64	0,64	0,64

Fuente: Elaboración Propia.

6.7. Expresiones Matemáticas y Análisis Estadístico

Los modelos matemáticos que representan las curvas IDF en forma analítica, de acuerdo a la expresión propuesta por Aparicio en 1997, para cada una de las siete estaciones pluviográficas en estudio y su posterior análisis estadístico, constituyen una herramienta que permite extrapolar información a zonas que se encuentren relativamente cerca y que carezcan de registros pluviográficos, además de permitir la realización de estimaciones acerca de la intensidad máxima de precipitación ocurrida para cualquier lapso y período de retorno.

6.7.1. Modelo de Regresión Lineal Múltiple

Modelo de Aparicio

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

Donde:

- I = Intensidad de precipitación en mm/h.
- m y n = Parámetros de regresión
- T = Período de retorno en años
- D = Duración en minutos u horas

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

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

- Décima de hipótesis para los coeficientes de regresión:

Ho : B = 0 (El coeficiente de regresión poblacional es cero)

Ha : B ≠ 0 (El coeficiente de regresión poblacional es distinto de cero)

- Décima de hipótesis para la constante de regresión:

Ho : A = 0 (El intercepto poblacional es cero)

Ha : A ≠ 0 (El intercepto poblacional es distinto de cero)

Al observar los valores p asociados a los coeficientes a_1 y a_2 de cada modelo, cuyo valor es cero, se puede concluir que se rechaza la hipótesis nula planteada (valor-p inferior a $\alpha/2$). Por lo tanto las variables explicativas presentan una relación lineal entre ellas para cada uno de los 7 modelos generados

Asimismo, el valor p asociado a la constante de regresión resultó ser menor a 0,025, por lo que se rechaza la hipótesis nula establecida para dicha variable, en cada uno de los modelos propuestos.

Debido a la similitud que presenta la hipótesis asociada a la tabla de análisis de varianza con respecto a la tabla de análisis de regresión, se puede corroborar a partir de la primera tabla, la relación lineal que existe entre los coeficientes de regresión, mediante el valor p calculado para cada modelo, el cual resultó ser inferior a 0,025 ($\alpha/2$) (Ver apéndices 1, 2, 3, 4, 5, 6 y 7).

Supuestos de Regresión

Con el propósito de poder establecer inferencias acerca de los verdaderos valores de los parámetros poblacionales, fue necesario probar los supuestos básicos de un modelo de regresión lineal múltiple, determinado a través del método de mínimos cuadrados.

TABLA 34: SUPUESTOS DE REGRESIÓN PARA LOS 7 MODELOS

Estación	La Tranquilla	Embalse La Paloma	Illapel	Los Cóndores	Rivadavia	Embalse Cogotí	Quelón
Normalidad	Sí Cumple	Sí Cumple	Sí Cumple	Sí Cumple	Sí Cumple	No Cumple	Sí Cumple
Homocedasticidad	Sí Cumple	Sí Cumple	Sí Cumple	Sí Cumple	Sí Cumple	Sí Cumple	Sí Cumple
No Autocorrelación	Sí Cumple	No Cumple	No Cumple	No Cumple	No Cumple	No Cumple	Sí Cumple

Fuente : Elaboración Propia

Junto con el análisis de correlación de cada modelo, se entregan 3 indicadores, que son el error medio absoluto de la estimación, el error estándar y el estadígrafo de Durbin & Watson. Los valores para cada uno de ellos por estación, se muestran en la tabla 35.

TABLA 35: ANÁLISIS DE CORRELACIÓN PARA LOS 7 MODELOS.

Estación	La Tranquilla	Embalse La Paloma	Illapel	Los Cóndores	Rivadavia	Embalse Cogotí	Quelón
Error medio absoluto	0,01540	0,02758	0,04434	0,02735	0,03658	0,03014	0,02244
Error estándar	0,02214	0,03346	0,05254	0,03500	0,04459	0,03620	0,02748
Estadígrafo Durvin & Watson	2,14	1,01	0,86	1,14	1,04	1,22	1,90

Fuente: Elaboración Propia

Mediante la transformación de las variables y aplicando antilogaritmos a la constante k del modelo general, se establece la relación entre las variables intensidad, duración y frecuencia para cada familia de curvas de las siete estaciones pluviográficas, cuyas expresiones se presentan en la tabla 36:

TABLA N° 36: MODELOS MATEMÁTICOS PARA LAS 7 ESTACIONES PLUVIOGRÁFICAS.

Estación	Modelo
La Tranquilla	$I = 48,050 * T^{0,21257} / D^{0,48416}$
Embalse La Paloma	$I = 73,161 * T^{0,22882} / D^{0,51246}$
Illapel	$I = 62,933 * T^{0,21632} / D^{0,50429}$
Los Cóndores	$I = 35,662 * T^{0,24261} / D^{0,41082}$
Rivadavia	$I = 40,565 * T^{0,22751} / D^{0,45772}$
Embalse Cogotí	$I = 53,275 * T^{0,22867} / D^{0,45420}$
Quelón	$I = 73,146 * T^{0,19163} / D^{0,54303}$

Fuente: Elaboración Propia

Donde:

- I = Intensidad de precipitación (mm/h).
- T = Período de retorno (años).
- D = Duración (min).

6.7.2. Medidas de Bondad de Ajuste.

A los modelos ajustados de cada estación, se les realizaron dos pruebas de bondad de ajuste; la primera corresponde al coeficiente de determinación ajustado y la segunda a la prueba no paramétrica U de Mann Whitney, ambas utilizadas para validar los modelos.

Los modelos propuestos para cada estación, junto con los resultados de las pruebas realizadas a cada uno de ellos, se muestran en la tabla 37.

TABLA 37. MODELOS PROPUESTOS PARA CADA ESTACIÓN PLUVIOGRÁFICA.

Estación	Modelo	R ² Ajustado	U
La Tranquilla	$I = 48,050 * T^{0,21257} / D^{0,48416}$	99,4 %	Acepta Ho
Embalse La Paloma	$I = 73,161 * T^{0,22882} / D^{0,51246}$	99,8 %	Acepta Ho
Illapel	$I = 62,933 * T^{0,21632} / D^{0,21901}$	97,0 %	Acepta Ho
Los Cóndores	$I = 35,662 * T^{0,24261} / D^{0,41082}$	98,0 %	Acepta Ho
Rivadavia	$I = 40,565 * T^{0,22751} / D^{0,45772}$	97,3 %	Acepta Ho
Embalse Cogotí	$I = 53,275 * T^{0,22867} / D^{0,45420}$	98,2 %	Acepta Ho
Quelón	$I = 73,146 * T^{0,19163} / D^{0,54303}$	99,2 %	Acepta Ho

Fuente: Elaboración Propia.

Donde:

- I : Intensidad de precipitación (mm/h) para una duración D y un período de retorno T.
- T : Período de retorno (años).
- D : Duración (min).
- U : Prueba U de Mann Whitney, con un nivel de confianza del 95 %.
- R² : Coeficiente de Determinación ajustado.

7. ANÁLISIS Y DISCUSIÓN DE RESULTADOS.

7.1. Recolección de la información pluviográfica.

La información base para la realización de este estudio, se obtuvo de los registros de precipitación de las siete estaciones pluviográficas que posee la Dirección General de Aguas en la Región de Coquimbo.

Con respecto al número de años de estadística considerados para cada estación, se utilizaron los registros totales disponibles, aunque en ciertos años los registros presentaban lagunas en la periodicidad de los datos; los años que se eliminaron en ciertas estaciones fueron aquellos en donde las lagunas o registros imperfectos, producto del paso del tiempo, se produjeron por períodos muy largos, y de preferencia en los meses invernales, lo que provocaría errores al momento de realizar estimaciones en el futuro.

Por otra parte, la estación con la serie más amplia de registros considerados, corresponde a la estación Embalse La Paloma con un total de 40 años, mientras que la serie más corta con 22 años de información, es la estación Los Cóndores.

7.2. Selección de las Intensidades máximas de Precipitación.

Los valores de intensidades máximas fueron calculados para la serie de alturas máximas de precipitación, en las duraciones consideradas en este estudio.

Las intensidades de precipitación máximas, se encontraron en las duraciones de una hora, para las siete estaciones. Los valores extremos por estación encontrados dentro de cada serie de indican en la tabla 38.

TABLA 38. RANGO DE INTENSIDADES DE PRECIPITACIÓN MÁXIMA PARA CADA ESTACIÓN.

Estación	Intensidades de precipitación máximas en mm/h.					
	Valor máximo	Año	Valor mínimo	Año	Período de análisis	Años faltantes
La Tranquilla	15,0	1997	1,6	1974	1966 – 2002	1970, 1975, 1978
Embalse La Paloma	20,0	1997	1,7	1998	1962 – 2002	1968
Illapel	16,6	1994	2,0	1998	1976 – 2002	----
Los Cóndores	15,0	1984	1,1	1981	1978 – 2002	1992, 1997, 2001
Rivadavia	13,3	2000	0,6	1998	1976 – 2001	1995, 2002
Embalse Cogotí	20,6	1992	2,5	1970	1966 – 2002	1971, 1977, 1978, 1979
Quelón	15,6	1974	2.2	1983	1973 - 2002	1981, 1982, 1997

Fuente: Elaboración Propia.

Para las estaciones en estudio, la máxima intensidad de precipitación ocurrida en el lapso de una hora, se registró en la estación Embalse Cogotí en el año 1992, con un valor de 20,6 mm/h, mientras que el valor mínimo de intensidad de lluvia para la misma duración, resultó ser de 0,6 mm/h en la estación Rivadavia en el año 1998.

7.2.2. Análisis de las Intensidades máximas de Precipitación.

Con respecto a las intensidades máximas de precipitación, los dos valores más altos se registraron en las estaciones ubicadas en los embalses Cogotí y La Paloma. Por su parte, los valores promedio de las intensidades máximas, también resultaron ser mayores para ambas estaciones, si se comparan con las otras 5 estaciones, con valores

de 7,8 mm/h para el Embalse Cogotí y de 8,3 mm/h para el Embalse La Paloma, por lo que se puede inferir que los valores máximos registrados se encontrarían asociados a la presencia de cuerpos de agua (tabla 39).

TABLA 39: VALORES MÁXIMOS Y PROMEDIO DE INTENSIDADES DE PRECIPITACIÓN EN UNA HORA PARA LAS SIETE ESTACIONES.

Estación	Intensidades de precipitación (mm/h)		
	1° Valor máximo	2° Valor máximo	Media
La Tranquilla	15,0	13,4	6,9
Embalse La Paloma	20,0	19,5	8,3
Illapel	16,6	13,7	7,0
Los Cóndores	15,0	12,6	7,3
Rivadavia	13,3	10,0	5,8
Embalse Cogotí	20,6	15,2	7,8
Quelón	15,6	11,8	7,3

Fuente: Elaboración Propia.

A su vez y de acuerdo a la figura número 11, se observa un aumento de las intensidades de precipitación a medida que se avanza en latitud de norte a sur de la Región, es decir, más al norte de la Región de Coquimbo, en donde se produce la zona de transición entre la zona árida y semiárida, las intensidades de precipitación son menores (Estación Rivadavia); en cambio, más hacia el centro sur de la Región, las intensidades de precipitación van aumentando, aunque no se presentan mayores diferencias entre estaciones del área, con excepción de las intensidades registradas en las zonas de embalses.

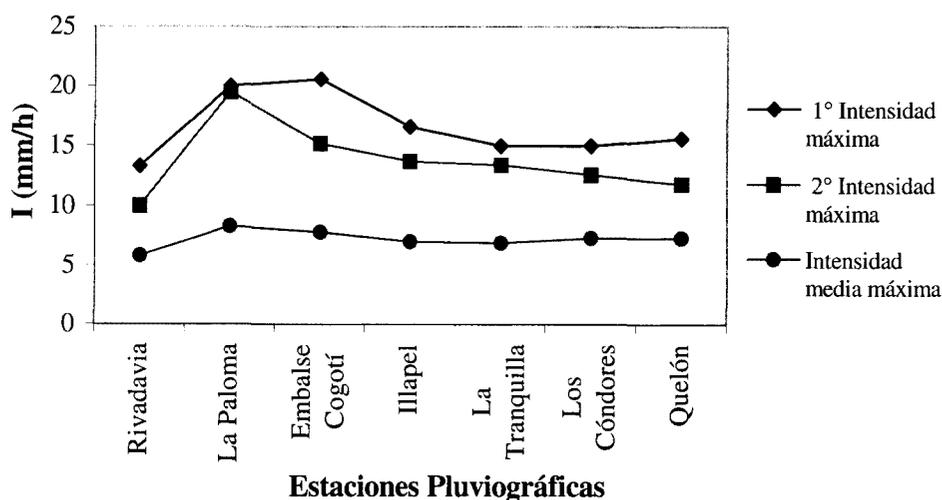


FIGURA 11: INTENSIDADES DE PRECIPITACIÓN MÁXIMAS DISTRIBUIDAS DE NORTE A SUR

7.3. Pruebas de bondad de ajuste a la función de distribución de Gumbel.

Es importante mencionar que las pruebas de bondad de ajuste realizadas a la función de Gumbel, para las intensidades de precipitación ocurridas en las 7 duraciones de cada estación pluviográfica de la Región en estudio, resultaron ser satisfactorios, corroborando de este modo lo señalado por diversos autores que citan a la función como la más apropiada para valores extremos.

La prueba de Kolmogorov–Smirnov arrojó valores para el estadígrafo calculado inferiores a los del estadígrafo de tabla, para todas las duraciones en las distintas estaciones, en un rango que fluctúa entre 0,063 para el lapso de 12 horas en la estación Los Cóndores, y de 0,0231 para el lapso de 48 horas en la estación La Tranquilla.

Por su parte, el coeficiente de determinación R^2 resultó ser superior al 80% para todas las duraciones en las distintas estaciones, arrojando un valor mínimo de 86 % para el lapso de 48 horas en la estación La Tranquilla y un máximo de 99,9 % para el intervalo de tiempo de 24 horas en la estación Los Cóndores.

7.4. Diseño de las curvas Intensidad – Duración – Frecuencia.

Para la construcción de las curvas IDF y para cada estación, fue necesario realizar más de un muestreo de las precipitaciones máximas comprendidas en la serie de años para algunas estaciones, debido a que la curva no siempre tendía a presentarse de la forma propuesta por Témez en 1978. De este modo fue posible ir corrigiendo los quiebres o sobresaltos que se producían en determinadas duraciones, lo cual señalaba que había carencias de valores de intensidad de precipitación mayores, en tramos más cortos de tiempo.

7.5. Modelos de Regresión Lineal Múltiple.

Para establecer la expresión matemática general, que representara a las curvas Intensidad – Duración – Frecuencia de las 7 estaciones pluviográficas de la Región de Coquimbo, se empleó el método analítico modificado, propuesto por Aparicio (1997), y que ha sido utilizado en investigaciones anteriores sobre las curvas IDF realizadas desde la Región Metropolitana a la Región del Maule en Chile.

Los modelos generados para cada estación, en general resultaron ser satisfactorios desde un punto de vista estadístico, aunque no siempre se cumplieron los supuestos básicos de regresión que amerita un análisis de este tipo, a saber, Normalidad, Homocedasticidad y No Autocorrelación. En este marco, la normalidad se cumplió en todas las estaciones pluviográficas a excepción de la estación Embalse Cogotí; la Homocedasticidad se cumplió en las siete estaciones; y la no Autocorrelación se cumplió sólo en las estaciones La Tranquilla y Quelón.

Cuando se intentó corregir a través del método iterativo ρ , (anexo V), el problema de la Autocorrelación, se empezaron a malograr los resultados de normalidad de las 4 estaciones que no presentaban este tipo de problema, frente a lo cual se prefirió no modificar los datos, tendiendo a mantener las condiciones de normalidad. En este contexto, podría surgir la interrogante acerca de la validez de aplicación de estos

modelos, pero según Gujarati (1992), en este tipo de modelos no es necesario que este supuesto se cumpla, por la característica de independencia de los datos de entrada, es decir, las intensidades de precipitación máximas anuales calculadas para el desarrollo de este estudio, no corresponden a una serie de tiempo. De igual forma y según el mismo autor, se optó por mantener la situación dado que el problema no era significativo, en tanto y en cuanto este tipo de modelo sea solamente usado para la estimación puntual de intensidades de precipitación, descartándose su uso para la inferencia o aproximaciones hacia los verdaderos valores que poseen los parámetros poblacionales (Gujarati, 1992).

7.6. Medidas de Bondad de Ajuste para los Modelos Seleccionados.

(i) Coeficiente de Determinación R^2 ajustado.

El coeficiente R^2 ajustado fue el estadístico empleado para determinar la idoneidad de los modelos generados, cuyos valores como se muestran en la tabla 38, fluctúan en un rango de 97 % como mínimo para la estación Illapel, y 99,8 % como máximo para el modelo de regresión de la estación Embalse La Paloma, lo que es un buen indicio de que los modelos propuestos realizan una buena estimación de los datos reales. Sin embargo, se debe considerar que como es sólo un estadístico de muestra, no se puede depender únicamente de sus valores para decidir si un modelo es apropiado o no para estimar, por lo que se hace necesario realizar otras pruebas, para determinar la validez de los modelos de regresión múltiple en general.

(ii) Prueba U de Mann Whitney para una prueba de dos colas.

Con el propósito de corroborar los resultados arrojados por el coeficiente de determinación ajustado, se realizó la prueba no paramétrica U de Mann-Whitney.

Así, los resultados de esta prueba indican que no puede rechazarse la hipótesis nula, es decir, se confirmó que las poblaciones a las cuales pertenecen las dos muestras, poseen la misma distribución para las siete estaciones pluviográficas, lo que fue

confirmado por los valores z calculados para cada estación, que resultaron ser menores al valor z de la tabla de distribución normal, considerando un nivel de significancia de 0,05. Por ende, se concluye que los modelos poseen una muy buena calidad de ajuste y que en general deberían realizar estimaciones satisfactorias de las intensidades de precipitación.

8. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES.

8.1. Conclusiones.

En función de los resultados obtenidos en el estudio de las curvas IDF para la Región de Coquimbo, es posible plantear las siguientes conclusiones:

Al emplear la metodología propuesta por Témez (1978), fue posible conseguir la modelación gráfica de las curvas Intensidad–Duración–Frecuencia de la Región de Coquimbo, en base a la información pluviográfica disponible.

En cuanto a la función de distribución de Gumbel utilizada para el diseño de las curvas IDF, ésta resulta ser apropiada al momento de trabajar con datos extremos como es el caso de las intensidades máximas de precipitación.

Con respecto a las graficas de las curvas IDF para las 7 estaciones, éstas no presentaron grandes diferencias en su tendencia, encontrándose solamente diferencias a nivel de escala de intensidades de precipitación.

Los modelos ajustados para estimar la intensidad máxima de precipitación a una determinada duración y período de retorno, de acuerdo al modelo propuesto por Aparicio (1997), poseen una buena calidad de ajuste, por lo que realizan una adecuada estimación de la variable de interés.

Con respecto a las intensidades máximas de precipitación registradas, éstas ocurrieron en duraciones de una hora para las siete estaciones, encontrándose los valores más altos en las estaciones Embalse La Paloma y Embalse Cogotí, con 20 mm/h y 20,6 mm/h respectivamente, por lo que se puede

inferir que los cuerpos de agua tienen algún tipo de influencia sobre el comportamiento de las intensidades de lluvia.

Al analizar los valores de intensidades máximas de precipitación determinadas por la función de distribución de Gumbel, si bien no se presentan diferencias notorias entre estaciones, es necesario mencionar que para las estaciones Embalse La Paloma y Embalse Cogotí se observaron valores sobresalientes en comparación con el resto de las estaciones, para duraciones de una hora y período de retorno de 100 años.

8.2 Recomendaciones.

Si se desea estimar intensidades máximas de precipitación a una determinada duración y periodo de retorno en las estaciones pluviográficas de la Región de Coquimbo, se recomienda el empleo de las funciones ajustadas en esta investigación, para cada una de ellas, las que pueden ser extrapoladas a zonas cercanas con condiciones climáticas similares.

Los modelos son:

$$I = \frac{48,050 * T^{0,21257}}{D^{0,48416}}$$

Estación La Tranquilla

$$I = \frac{73,161 * T^{0,22882}}{D^{0,51246}}$$

Estación Embalse La Paloma

$$I = \frac{62,933 * T^{0,21632}}{D^{0,50429}}$$

Estación Illapel

$$I = \frac{35,662 * T^{0,24261}}{D^{0,41082}}$$

Estación Los Cóndores

$$I = \frac{40,565 * T^{0,22751}}{D^{0,45772}}$$

Estación Rivadavia

$$I = \frac{53,275 * T^{0,22867}}{D^{0,45420}}$$

Estación Embalse Cogotí

$$I = \frac{73,146 * T^{0,19163}}{D^{0,54303}}$$

Estación Quelón

En zonas donde sólo exista información pluviométrica, es decir, registros de precipitaciones caídas en 24 horas, se deberán utilizar las tablas de uso práctico con el parámetro k calculado de la estación pluviográfica más cercana, si se desea estimar las intensidades máximas de precipitación ocurridas en duraciones menores a 24 horas y para un período de retorno determinado.

En investigaciones y proyectos donde se utilice la ecuación racional, se recomienda emplear los valores de intensidad máxima calculados para la duración de 1 hora y para los distintos períodos de retorno considerados.

Finalmente, se recomienda realizar estudios más acabados, acerca del comportamiento de las precipitaciones, en zonas cercanas a cuerpos de agua, ya que esta variable hidrológica, puede estar influenciada por la presencia de tales cuerpos y a su vez ser modificada sustancialmente, con resultados que pueden ser adversos para el medio ambiente local.

9. BIBLIOGRAFÍA.

ABARZA, A. 2001. Análisis comparativo de las curvas Intensidad – Duración – Frecuencia (IDF), en seis estaciones pluviográficas distribuidas en la zona andina y el valle central de la VII Región de Chile. Memoria Ing. Forestal. Talca. Chile. Universidad de Talca. 105 p.

APARICIO, F. 1997. Fundamentos de Hidrología de Superficie. Balderas. Limusa. México. 303 p.

BEDIENT, P. ; HUBER, W. 1992. Hydrology and Floodplain Analysis. Addison-Wesley.

CANAVOS, G. 1995. Probabilidad y Estadística. Aplicaciones y métodos. McGraw - Hill Interamericana. México. 651p.

CID, L.; MORA, C.; VALENZUELA, M. 1990. Estadística matemática. Probabilidades e Inferencia estadística. Universidad de Concepción. Facultad de Ciencias. Departamento de matemáticas. Chile. 319 p.

CORAS *et al* (2004). Frecuencias de lluvias máximas, con fines de drenaje superficial local, Estado de Tabasco. México. Disponible en [http://www.met.inf.cu/Memorias/Paginas/Articulos/Extranjeros\(PDF\)/Pablo%20M._Coras2.pdf](http://www.met.inf.cu/Memorias/Paginas/Articulos/Extranjeros(PDF)/Pablo%20M._Coras2.pdf). Consultado 01 julio de 2004

CHOW, V.; MAIDMENT, D.; MAYS, L. 1994. Manual de Hidrología Aplicada. Santa fe de Bogotá, Colombia: Mc Graw-Hill. 584 p.

EIAS. 1994. Diseño hidrológico de zanjas de infiltración. Disponible en http://eias.utralca.cl/Avances/avances_dise%F1o_hidro_zanjas.htm. Consultado 01 julio de 2004

ESPINAL, A. 1996. Curvas Intensidad – Duración – Frecuencia y relaciones adimensionales de precipitación. Disponible en <http://fluidos.eia.edu.co/areafluidos/tesis/marcotesis.htm>. Consultado 26 marzo de 2003.

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.

GUJARATI, D. 1992. Econometría. Segunda Edición. McGraw – Hill Latinoamericana. D. F. México. 597p.

HERAS, S. 1983. Recursos hidraulicos. Síntesis, metodología y normas. Edición. McGraw – Hill. Madrid. España. 361 p.

KASMAN, R. 1974. Hidrología Moderna. Segunda Edición. Compañía Editorial Continental S.A.D.F: México. 420 p.

KOTRYARI, C.; GARDE, J. 1992. Rainfall Intensity-Duration-Frequency. Journal of Hydraulic Engineering. Volumen. 118, N°2. USA. 323 – 336 p.

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

MINTEGUI, J.; LÓPEZ, F. 1990. La Ordenación Agrohídrológica en la Planificación. Servicio Central de publicaciones del Gobierno Vasco. Vitoria – Gasteiz. España. 306 p.

PÉREZ, S. 1999. Modelo Estacionario – Dinámico para el pronóstico de variables meteorológicas escalares. México. Disponible en [www.met.inf.cu/Memorias/Paginas/Articulos/ Extranjeros\(PDF\)/Salvador_Pérez.pdf](http://www.met.inf.cu/Memorias/Paginas/Articulos/Extranjeros(PDF)/Salvador_Pérez.pdf). Consultado 25 de mayo de 2004.

PIZARRO, R.; NOVOA, P. 1986. Instructivo n° 5. Determinación de valores probalísticos para variables hidrológicas. Elementos técnicos de hidrología. Corporación Nacional Forestal (CONAF). Chile. 78 p.

PIZARRO, R. 1988. Elementos técnicos de hidrología II (Instructivos técnicos): Proyecto regional sobre uso y conservación de recursos hídricos en áreas rurales de América Latina y el Caribe. CONAF. IV Región. Chile. 109 p.

PIZARRO, R. 1993. Elementos técnicos de hidrología III. Proyecto regional sobre uso y conservación de recursos hídricos en áreas rurales de América Latina y el Caribe. Universidad de Talca. Talca. Chile. 135 p.

SENDERO DE CHILE, CONAMA. 2004. Información Región de Coquimbo. Disponible en <http://www.senderodechile.cl/article-29702.html>. Consultado 3 de enero de 2004.

TÉMEZ, J. 1978. Calculo Hidrometeorológico de Caudales máximos en pequeñas cuencas naturales. Dirección General de Carreteras. Madrid. España. 111p.

TODO CHILE. 2004. Región de Coquimbo. Disponible en www.todochile.cl/coquimbo/economia.htm. Consultado 8 de junio de 2004.

ULRIKSEN, P.; PARADA, M.; ACEITUNO, P. 1979. Perspectivas de Desarrollo de los recursos de la VII Región. Instituto Nacional de Investigación de Recursos Naturales. Iren- Corfo, para el Gobierno de la Región del Maule. Santiago. Chile. 69 p.

VALLEJOS, O. 1999. Dendrometría para Ingenieros Forestales. Departamento de Producción Forestal. Escuela de Ingeniería Forestal. Universidad de Talca. Talca. Chile.196 p.

APÉNDICES

APÉNDICE I

Análisis de Regresión Estación La Tranquilla

Total de Datos: 63

Tabla 1: Análisis de Regresión Modelo Lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2$

Variable Dependiente: Y				
Parámetro	Estimado	Error Estándar	Estadístico t	Valor p
Constante	1,68169	0,0170605	98,5717	0,0000
a₁	0,21257	0,00695207	30,5765	0,0000
a₂	-0,484157	0,005078	-95,3441	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza

Fuente	Suma de cuadrados	g.l.	Cuadrados medios	F	Valor p
Modelo	4,91566	2	2,45783	5012,71	0,0000
Residuo	0,0294192	60	0,00049032		
Total	4,94508	62			

Coeficiente de Determinación R ²	=	99,4051 %
Coeficiente de Determinación R ² ajustado	=	99,3853 %
Error Estándar de estimación	=	0,0221432
Error medio absoluto	=	0,0153985
Estadístico Durbin-Watson	=	2,14461

Tabla 3: Puntos Influyentes

Fila	Influencia	Distancia	DFITS
7	0,115878	7,01115	-1,73513
14	0,0777255	4,15696	-0,503315
58	0,056083	2,64045	-0,446099

Tabla 4: Residuos Inusuales

Fila	Y	Y estimado	Residuos	Residuos Stand.
7	0,0700026	0,155377	-0,0853746	-4,79
27	0,510252	0,466534	0,0437175	2,06
34	0,536738	0,493093	0,0436454	2,06
41	0,55616	0,513693	0,0424674	2,00

Gráfico 1

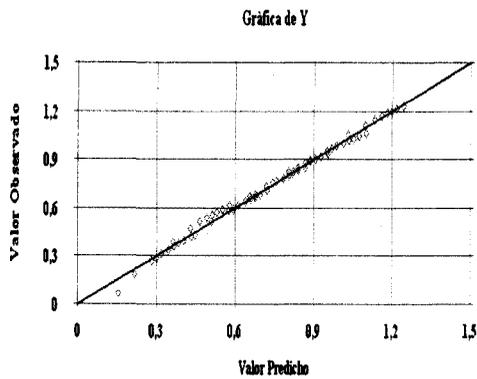
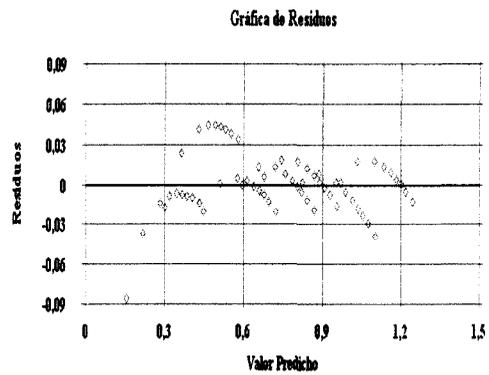


Gráfico 2



Ajuste del Modelo

De acuerdo al valor del coeficiente de determinación R^2 ajustado, el 99,4 % de los datos reales es explicado el modelo propuesto. Gráficamente se confirma lo anterior, ya que los datos se disponen sobre la línea recta, salvo en el extremo inferior donde se muestra que existe una subestimación de la variable dependiente por parte del modelo (Gráfico 1).

A partir del Gráfico 2, se observa que no existe una dispersión de los residuos sobre la recta del punto cero, por lo tanto puede ser que el modelo presente problemas de heterocedasticidad.

Supuestos de Regresión

1. Supuesto de Normalidad

(i) Test de Kolmogorov – Smirnov

Estimación Estadístico Kolmogorov DPLUS	= 0,0951657
Estimación Estadístico Kolmogorov DMINUS	= 0,0941770
Estimación completa Estadístico DN	= 0,0951657
Valor P aproximado	= 0,618161

Los resultados obtenidos de la prueba K-S revelan la existencia de normalidad de los residuos, por cuanto el valor-p (0.62) resulto ser mayor al valor asumido para α (0.05).

(ii) Histograma de Frecuencias

En el histograma de frecuencias se observa una distribución simétrica de los residuos, con presencia de algunas desviaciones en ambos extremos, lo no que significa falta de normalidad de acuerdo a la prueba de bondad de ajuste de Kolmogorov - Smirnov.

Gráfico 3

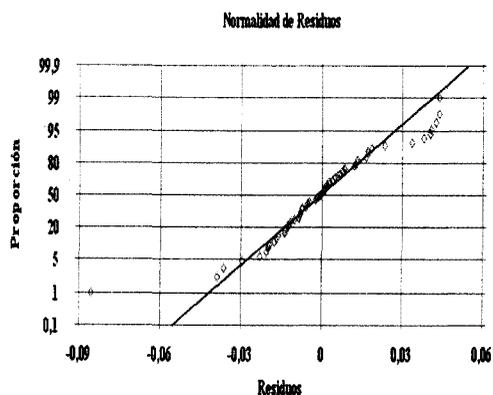
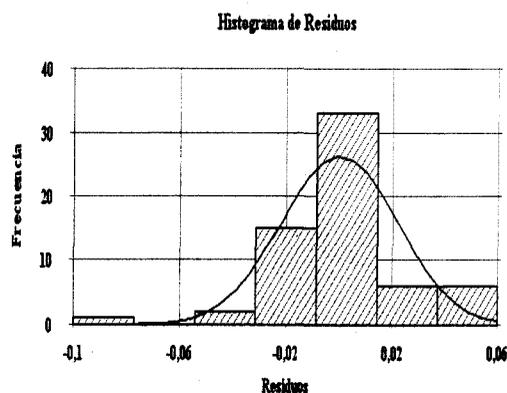


Gráfico 4



2. Supuesto de Homocedasticidad

(i) Prueba de Goldfeld - Quandt

$$c = n/3 ; c = 21$$

$$k \text{ calculado} = SRC_2/SRC_1$$

Intensidad v/s Duración

Análisis de Varianza Recta 1 (21 valores)

Fuente	Suma de cuadrados	g.l.	Cuadrados medios	F	Valor p
Modelo	0,355642	1	0,355642	56,74	0,0000
Residuos	0,119082	19	0,00626745		
Total	0,474724	20			

Análisis de Varianza Recta 2 (21 valores)

Fuente	Suma de cuadrados	g.l.	Cuadrados medios	F	Valor p
Modelo	0,38401	1	0,38401	37,89	0,0000
Residuos	0,19255	19	0,0101342		
Total	0,57656	20			

$$k \text{ calculado} = 1,620$$

$$K \text{ tabla} = 2,174$$

Intensidad v/s Periodo de Retorno

Análisis de Varianza Recta 1 (21 valores)

Fuente	Suma de cuadrados	g.l.	Cuadrados medios	F	Valor p
Modelo	0,0849832	1	0,0849832	0,99	0,3322
Residuos	1,63076	19	0,0858296		
Total	1,71575	20			

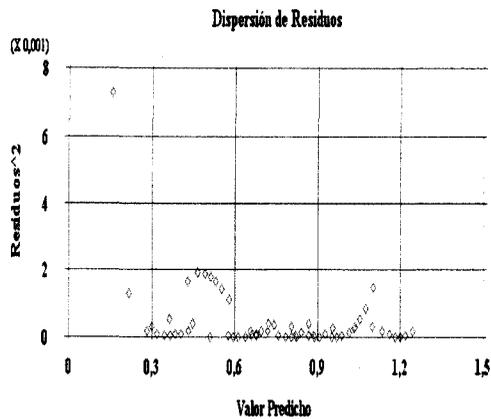
Análisis de Varianza Recta 2 (21 valores)

Fuente	Suma de cuadrados	g.l.	Cuadrados medios	F	Valor p
Modelo	0,0044397	1	0,0044397	0,06	0,8088
Residuos	1,40096	19	0,0737345		
Total	1,4054	20			

$$k \text{ calculado} = 0,859$$

$$K \text{ tabla} = 2,174$$

Gráfico 5



De acuerdo al test de Goldfeld Quandt realizado, el valor k calculado resultó ser menor que el valor de k de tabla para las dos variables independientes del modelo (duración y periodo de retorno), por lo tanto se acepta la hipótesis nula de que las perturbaciones poblacionales son homocedásticas, es decir, poseen la misma varianza.

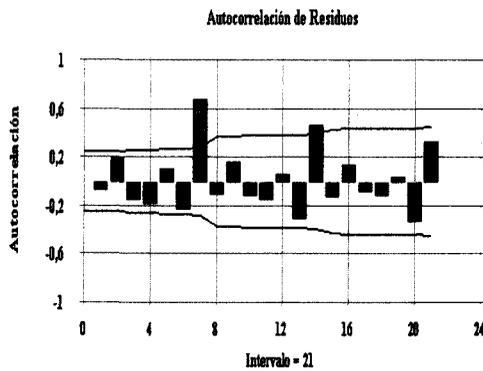
La dispersión de los residuos mostrada en el gráfico 4 confirma lo mencionado en el párrafo anterior ya que no existe un comportamiento sistemático de los residuos de acuerdo a los patrones señalados por Gujarati en 1992.

3. Supuesto de No Autocorrelación

Prueba d de Durbin – Watson

n	63
k	2
d	2,145
d_L	1,527
d_U	1,658
$d_U < d < 4 - d_U$	
$1.658 < 2.145 < 2.342$	

Gráfico 6



De acuerdo a la prueba de Durbin – Watson el valor de d (2,14) calculado por el programa Statgraphics Plus 1.4, se encuentra dentro de la zona de no rechazar la hipótesis nula que señala que no existe autocorrelación positiva o negativa de los residuos.

APÉNDICE II

Análisis de Regresión: Estación Embalse La Paloma

Total de Datos 63

Tabla 1. Análisis de Regresión Modelo lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2$

Variable Dependiente: Y				
Parámetro	Estimado	Error Estándar	Estadístico T	Valor - p
Constante	1,86428	0,257764	72,3251	0,0000
a₁	0,022882	0,010504	21,78460	0,0000
a₂	-0,51246	0,0076722	-66,79350	0,0000

Tabla 2. Análisis de Varianza

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	5,52469	2	2,76234	2467,96	0,0000
Residuos	0,0671569	60	0,00111928		
Total	5,59184	62			

Coeficiente de Determinación R² = 98,799%
 R² ajustado = 98,759%
 Error Estandar Estimación = 0.0334556
 Error Absoluto = 0.0275846
 Estadístico Durbin – Watson = 1.01207

Tabla 3. Puntos Influyentes

Fila	Influencia	Distancia	DFITS
7	0,11588	7,01115	-1,22365
14	0,077725	4,15696	-0,495154
63	0,079229	4,26496	-0,441377

Tabla 4. Residuos Inusuales

Fila	Y	Y estimado	Residuos	Residuos Stand.
7	0,15330	0,25144	-0,0981417	-3,38

Gráfico 1

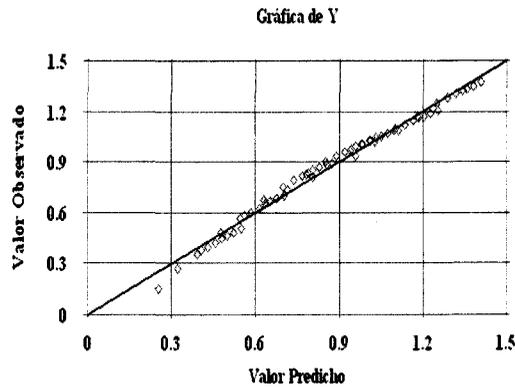
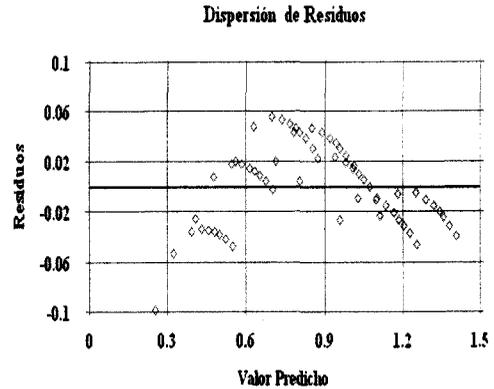


Gráfico 2



Ajuste del Modelo

De acuerdo al valor del coeficiente de determinación R^2 ajustado, el 98,8 % de los datos reales es explicado el modelo propuesto. Gráficamente se confirma lo anterior, ya que los datos se disponen sobre la línea recta, salvo en el extremo inferior donde se muestra que existe una subestimación de la variable dependiente por parte del modelo (Gráfico 1).

A partir del Gráfico 2, se observa que no existe una dispersión de los residuos sobre la recta del punto cero, por lo tanto puede ser que el modelo presente problemas de heterocedasticidad.

Supuestos de Regresión Estación Embalse La Paloma

1. Supuestos de Normalidad

(i) Test de Kolmogorov – Smirnov

Estimated Kolmogorov statistic DPLUS	=	0,0684859
Estimated Kolmogorov statistic DMINUS	=	0,0653595
Estimated overall statistic DN	=	0,0684859
Approximate P-Value	=	0,929108

Los resultados obtenidos de la prueba K – S revelan la existencia de normalidad de los residuos, por cuanto el valor – p (0.93) resulto ser mayor al valor asumido para α (0.05).

(ii) Histograma de Frecuencias

En el histograma de frecuencias se observa una distribución simétrica de los residuos, con presencia de algunas desviaciones en el extremo superior, lo no que significa falta de normalidad.

Gráfico 3

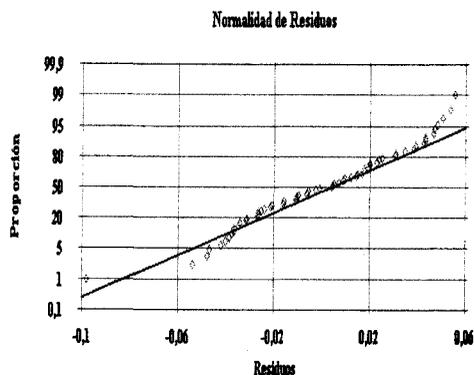
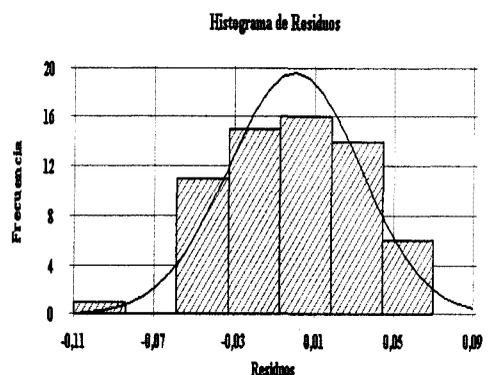


Gráfico 4



2. Supuesto de Homocedasticidad

(i) Prueba de Goldfeld - Quandt

$$c = n/3 ; c = 21$$

$$k \text{ calculado} = SRC_2/SRC_1$$

Intensidad v/s Duración

Análisis de Varianza Recta 1 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,34819	1	0,34819	44,43	0.0000
Residuos	0,14889	19	0,007836		
Total	0,49708	20			

Análisis de Varianza Recta 2 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,55744	1	0,55744	54,42	0,0000
Residuos	0,19461	19	0,010242		
Total	0,75205	20			

$$k \text{ calculado} = 1,307$$

$$K \text{ tabla} = 2,174$$

Intensidad v/s Periodo de Retorno

Análisis de Varianza Recta 1 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,10053	1	0,10053	1,07	0,3138
Residuos	1,78425	19	0,093908		
Total	1,88478	20			

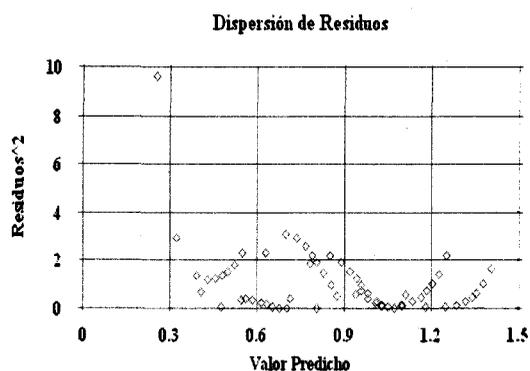
Análisis de Varianza Recta 2 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,004979	1	0,004979	0.06	0.8115
Residuos	1,61718	19	0,085115		
Total	1,62216	20			

$$k \text{ calculado} = 0.906$$

$$K \text{ tabla} = 2,174$$

Gráfico 5



De acuerdo al test de Goldfeld Quandt realizado, el valor k calculado resultó ser menor que el valor k de tabla para las dos variables independientes del modelo (duración y periodo de retorno), por lo tanto se acepta la hipótesis nula de que las perturbaciones poblacionales son homocedásticas, es decir poseen la misma varianza.

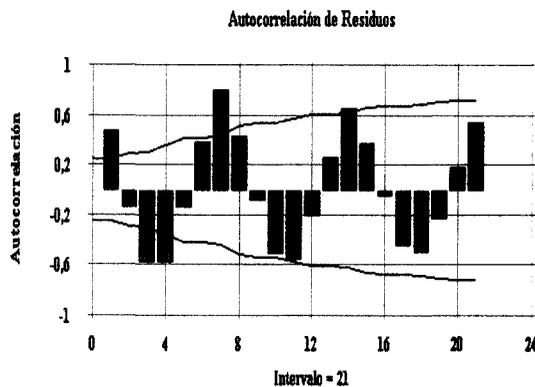
La dispersión de los residuos mostrada en el gráfico 4, confirma lo mencionado en el párrafo anterior ya que no existe un comportamiento sistemático de los residuos de acuerdo a los patrones señalados por Gujarati en 1992.

3 Supuesto de No Autocorrelación

Prueba de Durbin – Watson ($\alpha = 0.05$)

n	63
k	2
d_L	1,527
d_U	1,658
d	1,012
$0 < d < d_L$	
$0 < 1,012 < 1.527$	

Gráfico 6



De acuerdo a la prueba de Durbin – Watson el valor de d (1,012) calculado por el programa Statgraphics Plus 1.4, resultó ser menor que el valor crítico d_L (1,527) por lo tanto se rechaza la hipótesis nula de que no existe autocorrelación positiva en los residuos.

APÉNDICE III

Análisis de Regresión: Estación Illapel

Total de Datos 63

Tabla 1. Análisis de Regresión Modelo lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2$

Variable Dependiente: Y				
Parámetro	Estimado	Error Estándar	Estadístico T	Valor - p
Constante	1,79888	0,040484	44,4344	0.0000
a ₁	0,216322	0,016497	13,1128	0.0000
a ₂	-0,504285	0,0120499	-41,8498	0.0000

Tabla 2. Análisis de Varianza

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	5,31029	1	2,65515	961,68	0.0000
Residuos	0,165657	19	0,00276096		
Total	5,47595	20			

Coefficiente de Determinación R ²	=	96,9748
R ² ajustado	=	96,874 %
Error Estandar Estimación	=	0,0525448
Error Absoluto	=	0,0443375
Estadístico Durbin – Watson	=	0,856918

Tabla 3. Puntos Influyentes

Fila	Influencia	Distancia	DFITS
1	0,1143	6,88821	-0,467904
7	0,115878	7,01115	-0,861011
14	0,0777255	4,15696	-0,467462
63	0,079229	4,26496	-0,493026

Tabla 4. Residuos Inusuales

Fila	Y	Y estimado	Residuos	Residuos Stand.
7	0,0923712	0,205564	-0,113193	-2,38

Grafico 1

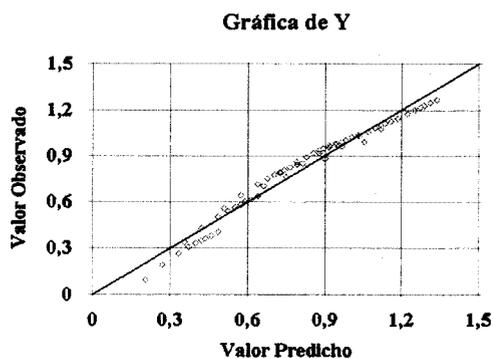
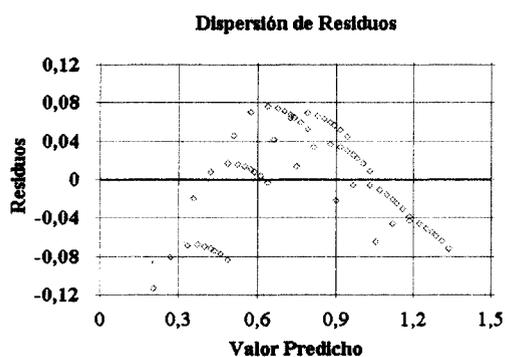


Grafico 2



Ajuste del Modelo

De acuerdo al valor del coeficiente de determinación R^2 ajustado el 96,9 % de los datos reales es explicado el modelo propuesto. Gráficamente se confirma lo anterior, ya que los datos se disponen sobre la línea recta, salvo en ambos extremos, donde se muestra que existe una subestimación de la variable dependiente por parte del modelo (Gráfico 1).

A partir del Gráfico 2, se observa que no existe una dispersión de los residuos sobre la recta del punto cero, por lo tanto puede ser que el modelo presente problemas de heterocedasticidad.

Supuestos de Regresión Estación Illapel

1. Supuestos de Normalidad

(i) Test de Kolmogorov – Smirnov

Estimated Kolmogorov statistic DPLUS	=	0,0803421
Estimated Kolmogorov statistic DMINUS	=	0,0842253
Estimated overall statistic DN	=	0,0842253
Approximate P-Value	=	0,762798

Los resultados obtenidos de la prueba K – S revelan la existencia de normalidad de los residuos, por cuanto el valor – p (0.76) resulto ser mayor al valor asumido para α (0.05).

(ii) Histograma de Frecuencias

En el histograma de frecuencias se observa una distribución simétrica de los residuos, con presencia de algunas desviaciones en ambos extremos, lo no que significa falta de normalidad de acuerdo a la prueba de bondad de ajuste de Kolmogorov - Smirnov.

Grafico 3

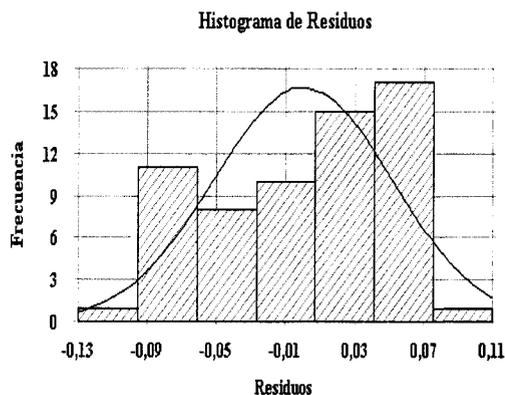
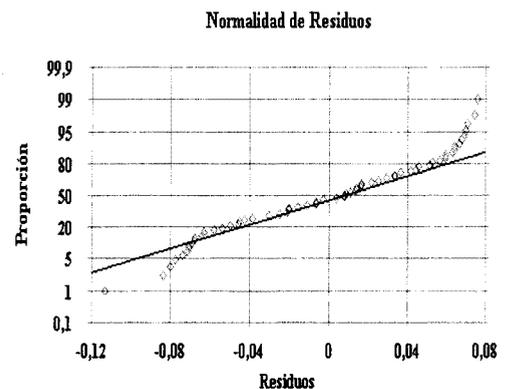


Grafico 4



2. Supuesto de Homocedasticidad

(i) Prueba de Goldfeld - Quandt

$$c = n/3 ; c = 21$$

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

Intensidad v/s Duraciones

Análisis de Varianza Recta 1 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,236659	1	0,236659	31,17	0.0000
Residuos	0,144246	19	0,0075919		
Total	0,380906	20			

Análisis de Varianza Recta 2 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,675246	1	0,675246	79,94	0,0000
Residuos	0,160495	19	0,00844713		
Total	0,835741	20			

$$k \text{ calculado} = 1,1127$$

$$K \text{ tabla} = 2,1740$$

Intensidad v/s Periodo de Retorno

Análisis de Varianza Recta 1 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,0880567	1	0,0880567	0,97	0,3372
Residuos	1,72564	19	0,090823		
Total	1,81369	20			

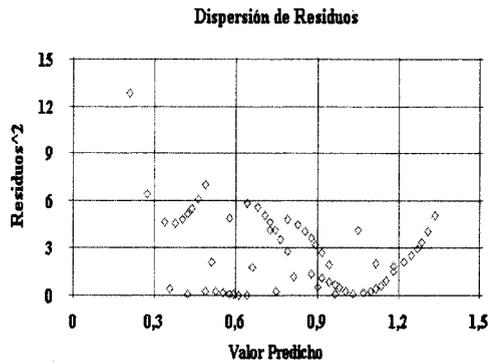
Análisis de Varianza Recta 2 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,00458661	1	0,00458661	0,05	0,8193
Residuos	1,62396	19	0,0854715		
Total	1,62855	20			

$$k \text{ calculado} = 0.9411$$

$$K \text{ tabla} = 2,1740$$

Gráfico 5



De acuerdo al test de Goldfeld Quandt realizado, el valor k calculado resultó ser menor que el valor k de tabla para las dos variables independientes del modelo (duración y periodo de retorno), por lo tanto se acepta la hipótesis nula de que las perturbaciones poblacionales son homocedásticas, es decir poseen la misma varianza.

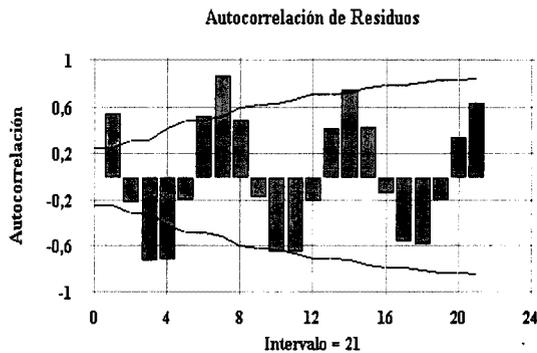
La dispersión de los residuos mostrada en el gráfico 3 confirma lo mencionado en el párrafo anterior ya que no existe un comportamiento sistemático de los residuos de acuerdo a los patrones señalados por Gujarati en 1992.

3. Supuesto de No Autocorrelación

Prueba de Durbin – Watson ($\alpha = 0.05$)

n	63
k	2
d_L	1,527
d_U	1,658
d	1,012
$0 < d < d_L$	
$0 < 1,012 < 1.527$	

Gráfico 6



El valor de d (0,857) arrojado por el programa Statgraphics Plus 1.4, resulto ser menor que el valor crítico d_L (1,527) de la prueba de Durvin – Watson, para n de 63 datos, por lo tanto se encuentra dentro de la zona de rechazo de la hipótesis nula de que no existe autocorrelación positiva de los residuos.

APÉNDICE IV

Análisis de Regresión: Estación Los Cóndores

Total de Datos 63

Tabla 1. Análisis de Regresión Modelo lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2$

Variable Dependiente: Y				
Parámetro	Estimado	Error Estándar	Estadístico T	Valor - p
Constante	1,55221	0,0269631	57,568	0,0000
a ₁	0,242608	0,0109873	22,0807	0.0000
a ₂	-0,41082	0,00802546	-51,1897	0.0000

Tabla 2. Análisis de Varianza

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	3,80633	2	1,90317	1553,97	0.0000
Residuos	0,0734827	60	0,00122471		
Total	3,87982	62			

Coefficiente de Determinación R ²	=	98,106 %
R ² ajustado	=	98,0429 %
Error Estandar Estimación	=	0,0349959
Error Absoluto	=	0,0273475
Estadístico Durbin – Watson	=	1,14497

Tabla 3. Puntos Influyentes

Fila	Influencia	Distancia	DFITS
7	0,115878	7,01115	-1,10981
21	0,0574377	2,73334	-0,920977

Tabla 4. Residuos Inusuales

Fila	Y	Y estimado	Residuos	Residuos Stand.
7	0,20612	0,300599	-0,0944787	-3,07
21	0,331681	0,446664	-0,114983	-3,73

Gráfico 1

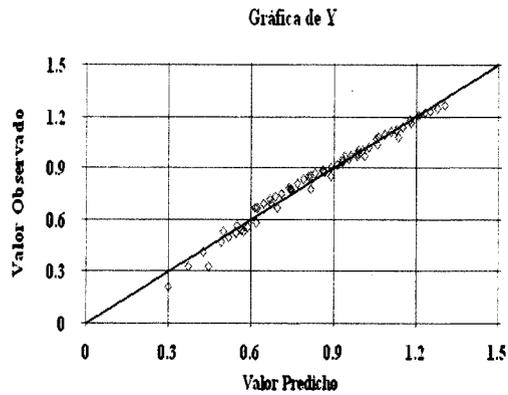
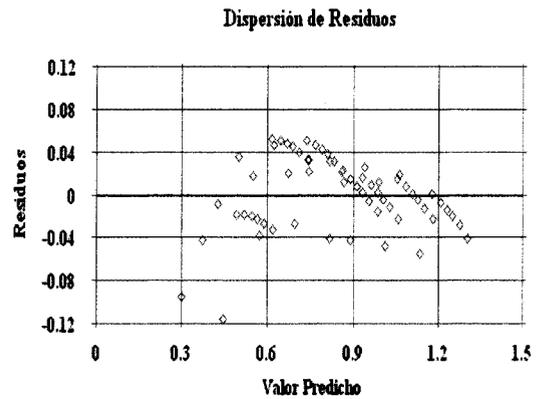


Gráfico 2



Ajuste del Modelo

De acuerdo al valor del coeficiente de determinación R^2 ajustado, el 98 % de los datos reales es explicado el modelo propuesto. Gráficamente se confirma lo anterior, ya que los datos se disponen sobre la línea recta, salvo en el extremo inferior donde se muestra que existe una subestimación de la variable dependiente por parte del modelo (Gráfico 1).

A partir del Gráfico 2, se observa que no existe una dispersión de los residuos sobre la recta del punto cero, por lo tanto puede ser que el modelo presente problemas de heterocedasticidad.

Supuestos de Regresión Estación Los Cóndores

1. Supuestos de Normalidad

(i) Test de Kolmogorov – Smirnov

Estimated Kolmogorov statistic DPLUS	=	0,0654408
Estimated Kolmogorov statistic DMINUS	=	0,0609129
Estimated overall statistic DN	=	0,0654408
Approximate P-Value	=	0,950149

Los resultados obtenidos de la prueba K – S revelan la existencia de normalidad de los residuos, por cuanto el valor – p (0.95) resulto ser mayor que el valor asumido para α (0.05).

(ii) Histograma de Frecuencias

En el histograma de frecuencias se observa una distribución simétrica de los residuos, con presencia de algunas desviaciones en el extremo superior, lo no que significa falta de normalidad.

Gráfico 1

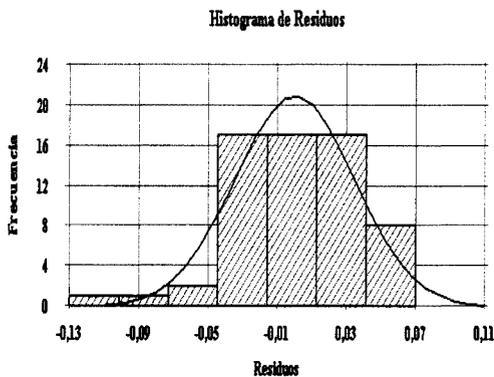
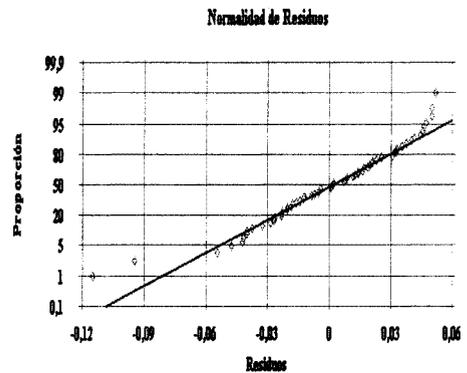


Gráfico 2



2. Supuesto de Homocedasticidad

(i) Prueba de Goldfeld - Quandt

$$c = n/3 ; c = 21$$

$$k \text{ calculado} = SRC_2/SRC_1$$

Intensidad v/s Duración

Análisis de Varianza Recta 1 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,259569	1	0,259569	30,32	0,000
Residuos	0,162634	19	0,00855969		
Total	0,422203	20			

Análisis de Varianza Recta 2 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,432626	1	0,432626	32,21	0,000
Residuos	0,255182	19	0,0134306		
Total	0,255182	20			

$$k \text{ calculado} = 1,569$$

$$K \text{ tabla} = 2,174$$

Intensidad v/s Periodo de Retorno

Análisis de Varianza Recta 1 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,0330094	1	0,0330094	0,50	0,4883
Residuos	1,25578	19	0,0660935		
Total	1,28879	20			

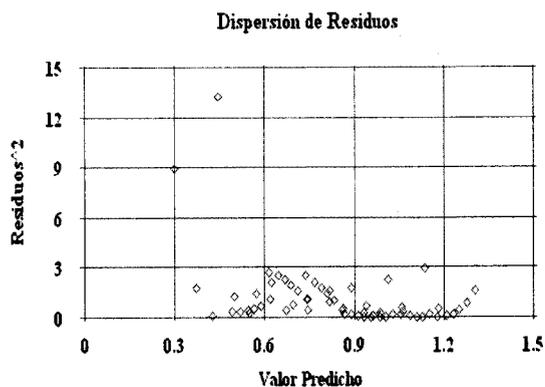
Análisis de Varianza Recta 2 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,00507284	1	0,00507284	0,10	0,7574
Residuos	0,981364	19	0,0516507		
Total	0,986437	20			

$$k \text{ calculado} = 0,781$$

$$K \text{ tabla} = 2,174$$

Gráfico 3



De acuerdo al test de Goldfeld Quandt realizado, el valor k calculado resultó ser menor que el valor k de tabla para las dos variables independientes del modelo (duración y periodo de retorno), por lo tanto se acepta la hipótesis nula de que las perturbaciones poblacionales son homocedásticas, es decir poseen la misma varianza.

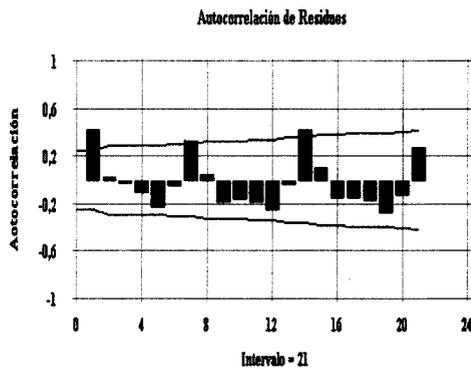
La dispersión de los residuos mostrada en el gráfico 3 afirma lo mencionado en el párrafo anterior ya que no existe un comportamiento sistemático de los residuos de acuerdo a los patrones señalados por Gujarati en 1992.

3. Supuesto de No autocorrelación

Prueba de Durbin – Watson ($\alpha = 0.05$)

n	63
k	2
d_U	1,658
d_L	1,527
d	1,1450
$0 < d < d_L$	
$0 < 1,1450 < 1,527$	

Gráfico 4



El valor de d (1,145) arrojado por el programa Statgraphics Plus 1.4, resultó ser menor que el valor crítico d_L (1,527) de la prueba de Durbin – Watson, por lo tanto se encuentra dentro de la zona de rechazo de la hipótesis nula de que no existe autocorrelación positiva de los residuos.

APÉNDICE V

Análisis de Regresión: Estación Rivadavia

Total de Datos 63

Tabla 1. Análisis de Regresión Modelo lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2$

Variable Dependiente: Y				
Parámetro	Estimado	Error Estándar	Estadístico T	Valor - p
Constante	0,79426	0,02325	34,16670	0.0000
a₁	0,22751	0,01400	16,25100	0.0000
a₂	-0,45772	0,01026	-44,7614 0	0.0000

Tabla 2. Análisis de Varianza

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	4,5089	2	2,25445	1133,84	0.0000
Residuos	0,1193	60	0,00198833		
Total	4,6282	62			

Coefficiente de Determinación R ²	=	97,42 %
R ² ajustado	=	97,34%
Error Estandar Estimación	=	0,04459
Error Absoluto	=	0,03658
Estadístico Durbin – Watson	=	1,03587

Tabla 3. Puntos Influyentes

Fila	Influencia	Distancia	DFITS
1	0,11430	6,88821	-0,44710
7	0,11588	7,01115	-1,00825
14	0,07773	4,15696	-0,50518
56	0,06826	3,48535	-0,44551
63	0,07923	4,26496	-0,53172

Tabla 4. Residuos Inusuales

Fila	Y	Y estimado	Residuos	Residuos Stand.
7	0,07304	0,18374	-0,11070	-2,78

Gráfico 1

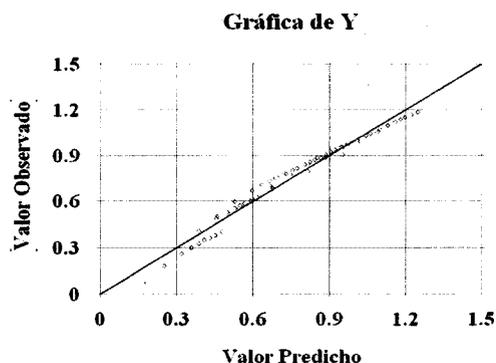
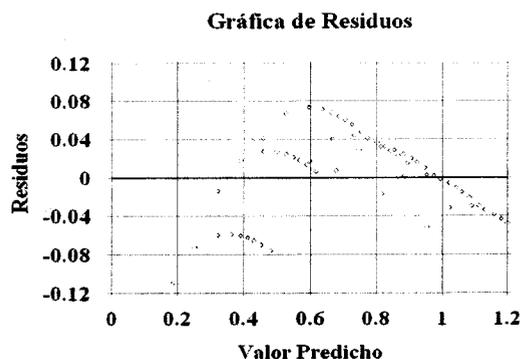


Gráfico 2



Ajuste del Modelo

De acuerdo al valor del coeficiente de determinación R^2 , ajustado el 97,3 % de los datos reales es explicado el modelo propuesto. Gráficamente se confirma lo anterior, ya que los datos se disponen sobre la línea recta, salvo en ambos extremos donde se muestra que existe una subestimación de la variable dependiente por parte del modelo (Gráfico 1).

A partir del Gráfico 2, se observa que no existe una dispersión de los residuos sobre la recta del punto cero, por lo tanto puede ser que el modelo presente problemas de heterocedasticidad.

Supuestos de Regresión Estación Rivadavia

1. Supuestos de Normalidad

(i) Test de Kolmogorov – Smirnov

Estimated Kolmogorov statistic DPLUS	=	0,07252
Estimated Kolmogorov statistic DMINUS	=	0,11125
Estimated overall statistic DN	=	0,11125
Approximate P-Value	=	0,42242

Los resultados obtenidos de la prueba K – S revelan la existencia de normalidad de los residuos, por cuanto el valor – p (0,42) resulto ser mayor al valor asumido para α (0.05).

(ii) Histograma de Frecuencias

En el histograma de frecuencias se observa una distribución simétrica de los residuos, con presencia de algunas desviaciones en ambos extremos, lo no que significa falta de normalidad de acuerdo a la prueba K - S.

Gráfico 3

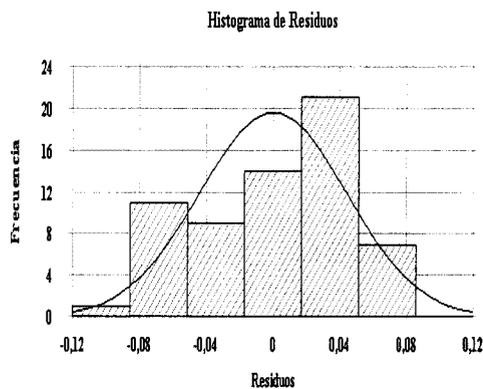
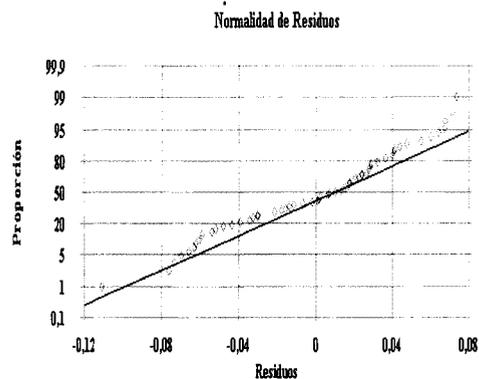


Gráfico 4



2. Supuesto de Homocedasticidad

(i) Prueba de Goldfeld - Quandt

$$c = n/3 ; c = 21$$

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

Intensidad v/s Duración

Análisis de Varianza Recta 1 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,221187	1	0,221187	25,66	0,0001
Residuos	0,16376	19	0,00861892		
Total	0,384947	20			

Análisis de Varianza Recta 2 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,592101	1	0,592101	63,01	0,0000
Residuos	0,178535	19	0,00939655		
Total	0,770635	20			

$$k \text{ calculado} = 1,0902$$

$$K \text{ tabla} = 2,1740$$

Intensidad v/s Periodo de Retorno

Análisis de Varianza Recta 1 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,099074	1	0,099074	1,32	0,2650
Residuos	1,42716	19	0,0751138		
Total	1,52624	20			

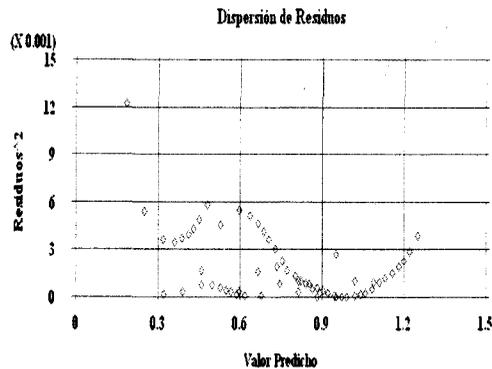
Análisis de Varianza Recta 2 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,00494365	1	0,00494365	0,07	0,7928
Residuos	1,3237	19	0,0696683		
Total	1,32864	20			

$$k \text{ calculado} = 0,9275$$

$$K \text{ tabla} = 2,1740$$

Gráfico 4



De acuerdo al test de Goldfeld Quandt realizado, el valor k calculado resultó ser menor que el valor k de tabla para las dos variables independientes del modelo (duración y periodo de retorno), por lo tanto se acepta la hipótesis nula de que las perturbaciones poblacionales son homocedásticas, es decir poseen la misma varianza.

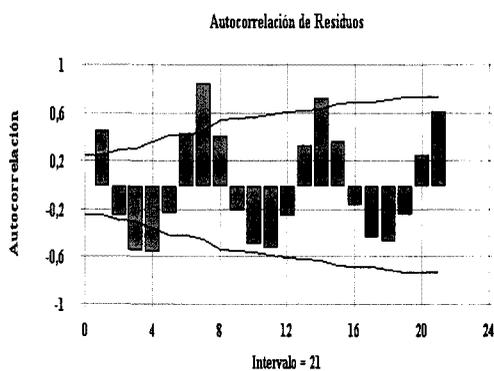
La dispersión de los residuos mostrada en el gráfico 4, confirma lo mencionado en el párrafo anterior ya que no existe un comportamiento sistemático de los residuos de acuerdo a los patrones señalados por Gujarati en 1992.

3. Supuesto de No Autocorrelación

Prueba de Durbin – Watson ($\alpha = 0.05$)

n	63
k	2
d_u	1,658
d_L	1,527
d	1,036
$0 < d < d_L$	
$0 < 1,036 < 1,527$	

Gráfico 4



El valor de d (1,036) arrojado por el programa Statgraphics Plus 1.4, resultó ser menor que el valor crítico d_L (0,1527) de la prueba de Durbin – Watson para n de 63 datos, por lo tanto se encuentra dentro de la zona de rechazo de la hipótesis nula de que no existe autocorrelación positiva de los residuos.

APÉNDICE VI

Análisis de Regresión Estación Embalse Cogotí

Total de Datos 63

Tabla 1: Análisis de Regresión Modelo Lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2$

Variable Dependiente: Y				
Parámetro	Estimado	Error Estándar	Estadístico t	Valor p
Constante	1,72652	0,0278926	61,8989	0,0000
a ₁	0,228665	0,0113661	20,1182	0,0000
a ₂	-0,454201	0,00830211	-54,7091	0,0000

Tabla 2: Análisis de Varianza

Fuente	Suma de cuadrados	g.l.	Cuadrados medios	F	Valor p
Modelo	4,45321	2	2,2266	1698,91	0,0000
Residuo	0,0786363	60	0,00131061		
Total	4,53184	62			

Coefficiente de Determinación R ²	=	98,2648%
Coefficiente de Determinación R ² ajustado	=	98,2070%
Error Estándar de estimación	=	0,0362023
Error medio absoluto	=	0,0301412
Estadístico Durbin-Watson	=	1,22468

Tabla 4: Puntos Influyentes

Fila	Influencia	Distancia	DFITS
1	0,1143	6,88821	-0,502961
7	0,115878	7,01115	-1,24056
14	0,0777255	4,15696	-0,523292
50	0,0666864	3,37465	-0,486739
57	0,0776509	4,15161	-0,61569
63	0,079229	4,26496	-0,451841

Tabla 3: Residuos Inusuales

Fila	Y	Y estimado	Residuos	Residuos Stand.
7	0,207667	0,315092	-0,107424	-3,43

Gráfico 1

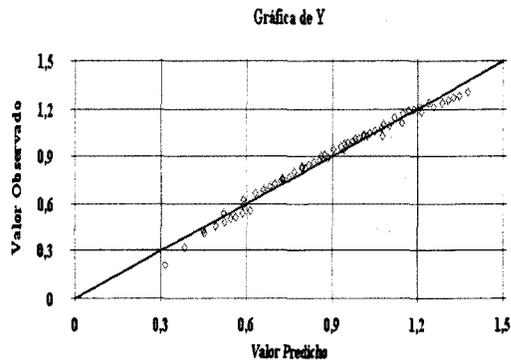
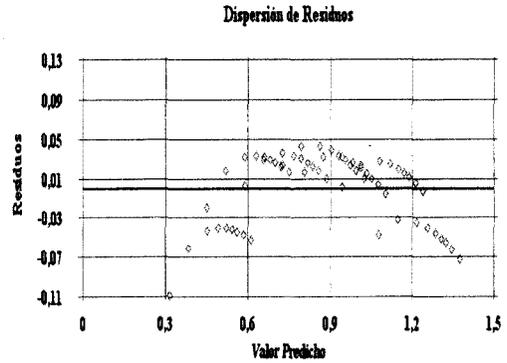


Gráfico 2



Ajuste del Modelo

De acuerdo al valor del coeficiente de determinación R^2 ajustado, el 98,2 % de los datos reales es explicado por el modelo propuesto. Gráficamente se confirma lo anterior, ya que los datos se disponen sobre la línea recta, salvo en el extremo inferior donde se muestra que existe una subestimación de la variable dependiente por parte del modelo (Gráfico 1).

A partir del Gráfico 2, se observa que no existe una dispersión de los residuos sobre la recta del punto cero, por lo tanto puede ser que el modelo presente problemas de heterocedasticidad.

Supuestos de Regresión

1. Supuesto de Normalidad

(i) Test de Kolmogorov – Smirnov

Estimación Estadístico Kolmogorov DPLUS	= 0,123081
Estimación Estadístico Kolmogorov DMINUS	= 0,202143
Estimación completa Estadístico DN	= 0,202143
Valor P aproximado	= 0,0116152

Los resultados obtenidos de la prueba K – S indican que los residuos no se distribuyen normalmente, por cuanto el valor – p (0.012) resulto ser menor al valor asumido para α (0.05).

(ii) Histograma de Frecuencias

El histograma de frecuencias corrobora el rechazo de la hipótesis nula, de presencia de normalidad de los residuos, que entrega la prueba K - S, ya que la frecuencia del error no tiende a la forma de la campana de Gauss.

Gráfico 3

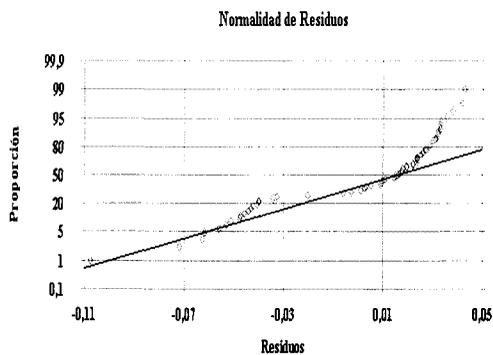
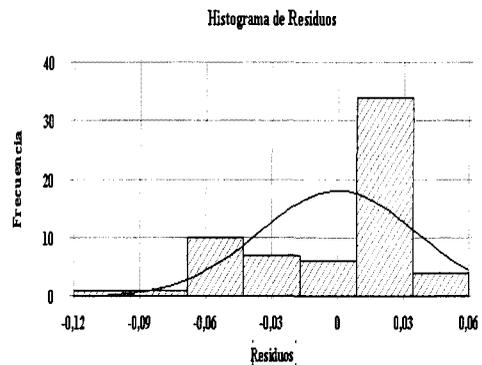


Gráfico 4



2. Supuesto de Homocedasticidad

(i) Prueba de Goldfeld - Quandt

$$c = n/3 ; c = 21$$

$$k \text{ calculado} = SRC_2/SRC_1$$

Intensidad v/s Duraciones

Análisis de Varianza Recta 1 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,18718	1	0,18718	20,13	0.0003
Residuos	0,17671	19	0,0093006		
Total	0,36389	20			

Análisis de Varianza Recta 2 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,47491	1	0,47491	45,47	0,0000
Residuos	0,19843	19	0,010443		
Total	0,67333	20			

$$k \text{ calculado} = 1,123$$

$$K \text{ tabla} = 2,174$$

Intensidad v/s Periodo de Retorno

Análisis de Varianza Recta 1 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,10046	1	0,10046	1,33	0,2626
Residuos	1,43177	19	0,075356		
Total	1,53223	20			

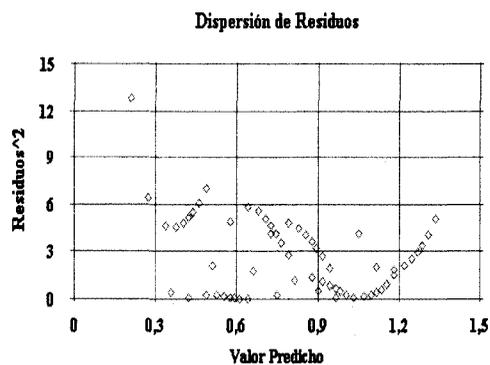
Análisis de Varianza Recta 2 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,00467	1	0,00467	0,07	0,7876
Residuos	1,26391	19	0,06652		
Total	1,26888	20			

$$k \text{ calculado} = 0,883$$

$$K \text{ tabla} = 2,174$$

Gráfico 5



De acuerdo al test de Goldfeld Quandt realizado, el valor k calculado resultó ser menor que el valor k de tabla para las dos variables independientes del modelo (duración y periodo de retorno), por lo tanto se acepta la hipótesis nula de que las perturbaciones poblacionales son homocedásticas, es decir, poseen la misma varianza.

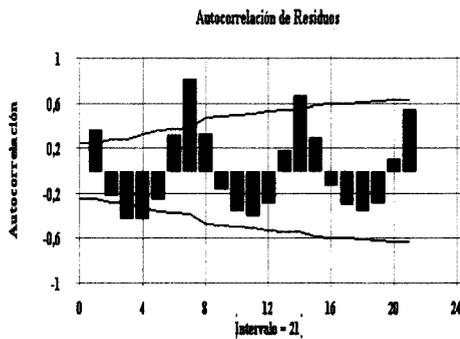
La dispersión de los residuos mostrada en el gráfico 3, confirma lo mencionado en el párrafo anterior ya que no existe un comportamiento sistemático de los residuos de acuerdo a los patrones señalados por Gujarati en 1992.

3. Supuesto de No Autocorrelación

Prueba de Durbin – Watson ($\alpha = 0.05$)

n	63
k	2
d_u	1,658
d_L	1,527
d	1,225
$0 < d < d_L$	
$0 < 1,225 < 1,527$	

Gráfico 6



El valor de d (1,225) arrojado por el programa Statgraphics Plus 1.4, resultó ser menor que el valor crítico d_L (1,527) de la prueba de Durvin – Watson para n de 63 datos, por lo tanto se encuentra dentro de la zona de rechazo de la hipótesis nula, de que no existe autocorrelación positiva de los residuos.

APÉNDICE VII

Análisis de Regresión: Estación Quelón

Total de Datos 63

Tabla 1. Análisis de Regresión Modelo lineal Múltiple: $Y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2$

Variable Dependiente: Y				
Parámetro	Estimado	Error Estándar	Estadístico T	Valor - p
Constante	1,86419	0,02117	88,04310	0.0000
a ₁	0,19163	0,00863	22,21040	0.0000
a ₂	-0,54303	0,00630	-86,16490	0.0000

Tabla 2. Análisis de Varianza

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	5,97977	2	2,98989	3958,85	0.0000
Residuos	0,04531	60	0,00076		
Total	6,02509	62			

Coeficiente de Determinación R² = 99,248 %
 R² ajustado = 99,223 %
 Error Estandar Estimación = 0,0274817
 Error Absoluto = 0,0224431
 Estadístico Durbin – Watson = 1,89999

Tabla 3. Puntos Influyentes

Fila	Influencia	Distancia	DFITS
1	0,1143	6,88821	-0,669579
7	0,115878	7,01115	-0,948695
43	0,0603009	2,93052	-0,445527
50	0,0666864	3,37465	-0,520025
57	0,0776509	4,15161	0,645725

Tabla 4. Residuos Inusuales

Fila	Y	Y estimado	Residuos	Residuos Stand.
7	0,0549479	0,119576	-0,0646283	-2,62
57	1,22497	1,28187	-0,056893	-2,23

Gráfico 1

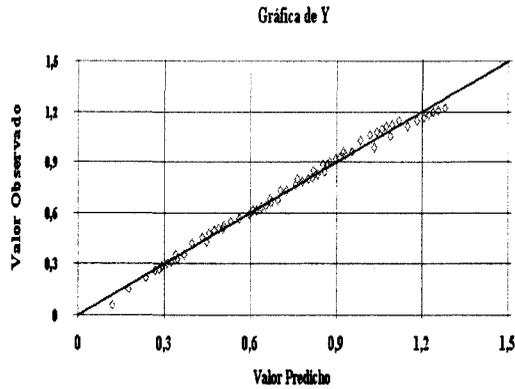
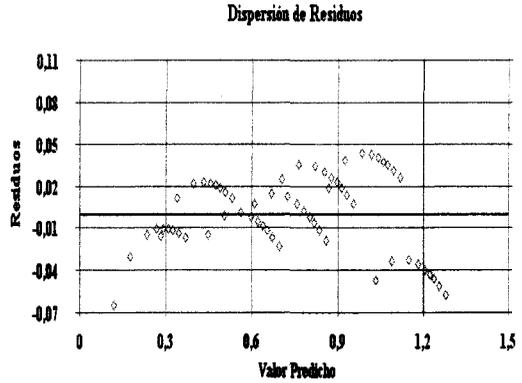


Gráfico 2



Ajuste del Modelo

De acuerdo al valor del coeficiente de determinación R^2 ajustado, el 99,2 % de los datos reales es explicado el modelo propuesto. Gráficamente se confirma lo anterior, ya que los datos se disponen sobre la línea recta, salvo en el extremo inferior donde se muestra que existe una subestimación de la variable dependiente por parte del modelo (Gráfico 1).

A partir del Gráfico 2, se observa que no existe una dispersión de los residuos sobre la recta del punto cero, por lo tanto puede ser que el modelo presente problemas de heterocedasticidad.

Supuestos de Regresión Estación Quelón

1. Supuestos de Normalidad

(i) Test de Kolmogorov – Smirnov

Estimated Kolmogorov statistic DPLUS	=	0,0545364
Estimated Kolmogorov statistic DMINUS	=	0,0866526
Estimated overall statistic DN	=	0,0866526
Approximate P-Value	=	0,731464

Los resultados obtenidos de la prueba K – S revelan la existencia de normalidad de los residuos, por cuanto el valor – p (0.73) resultó ser mayor al valor asumido para α (0.05).

(ii) Histograma de Frecuencias

En el histograma de frecuencias se observa una distribución simétrica de los residuos, con presencia de algunas desviaciones en ambos extremos, lo no que significa falta de normalidad de acuerdo a la prueba de bondad de ajuste de Kolmogorov - Smirnov.

Gráfico 3

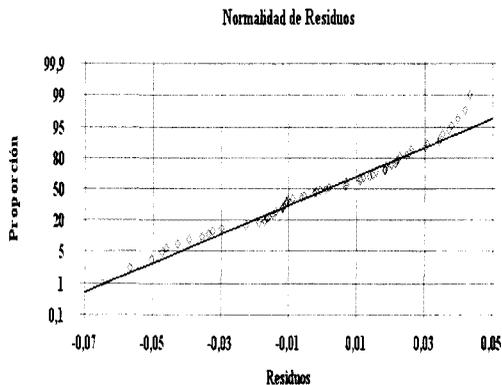
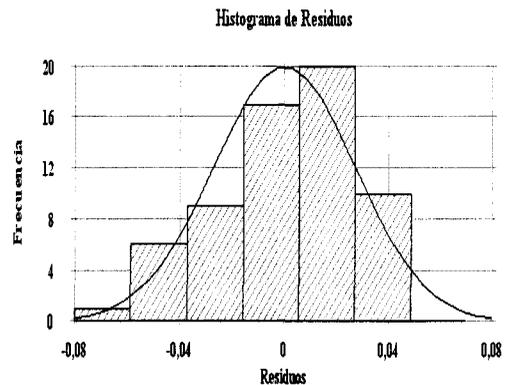


Gráfico 4



2. Supuesto de Homocedasticidad

(i) Prueba de Goldfeld - Quandt

$$c = n/3 ; c = 21$$

$$k \text{ calculado} = SRC_2/SRC_1$$

Intensidad v/s Duraciones

Análisis de Varianza Recta 1 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,236874	1	0,236874	30,81	0.0000
Residuos	0,146098	19	0,00769		
Total	0,382972	20			

Análisis de Varianza Recta 2 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,417674	1	0,417674	56,98	0,0000
Residuos	0,139265	19	0,00733		
Total	0,556938	20			

$$k \text{ calculado} = 0,953$$

$$K \text{ tabla} = 2,1740$$

Intensidad v/s Periodo de Retorno

Análisis de Varianza Recta 1 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,0666788	1	0,0666788	0,65	0,4313
Residuos	1,95989	19	0,103152		
Total	2,02656	20			

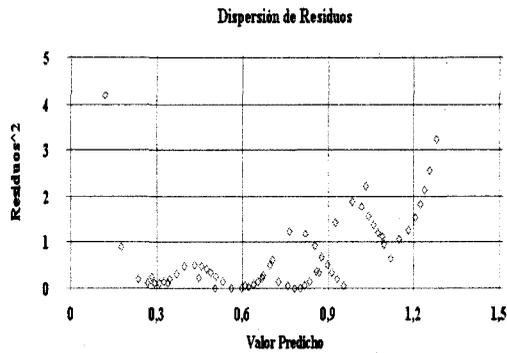
Análisis de Varianza Recta 2 (21 valores)

Fuente	Suma Cuadrados	g.l	Cuadrados Medios	F	Valor - p
Modelo	0,00380251	1	0,00380251	0,04	0,8446
Residuos	1,83009	19	0,0963206		
Total	1,83389	20			

$$k \text{ calculado} = 0.934$$

$$K \text{ tabla} = 2,1740$$

Gráfico 5



De acuerdo al test de Goldfeld Quandt realizado, el valor k calculado resultó ser menor que el valor k de tabla para las dos variables independientes del modelo (duración y periodo de retorno), por lo tanto se acepta la hipótesis nula de que las perturbaciones poblacionales son homocedásticas, es decir, poseen la misma varianza.

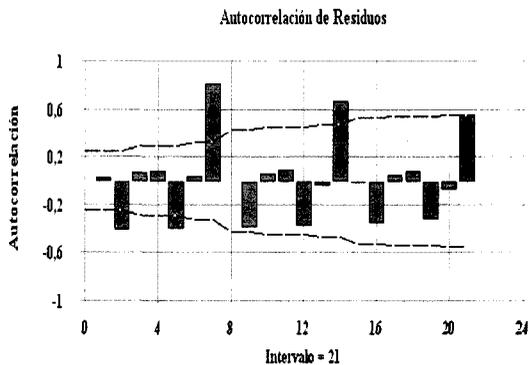
La dispersión de los residuos mostrada en el gráfico 3 confirma lo mencionado en el párrafo anterior, ya que no existe un comportamiento sistemático de los residuos de acuerdo a los patrones señalados por Gujarati en 1992.

3. Supuesto de No Autocorrelación

Prueba de Durbin – Watson ($\alpha = 0.05$)

n	63
k	2
d_u	1,658
d_L	1,527
d	1,90
$d_u < d < 4 - d_u$	
$1,658 < 1,90 < 2,342$	

Gráfico 6



El valor de d (1,90) arrojado por el programa Statgraphics Plus 1.4, de la prueba de Durbin – Watson, para n de 63 datos, resultó encontrarse dentro de la zona de no rechazo de la hipótesis nula de que no existe autocorrelación positiva o negativa de los residuos, aunque gráficamente se observa que puede estar en presencia de autocorrelación.

APÉNDICE VIII

Resultados de la prueba U de Mann Whitney para los 7 modelos generales de las estaciones pluviográficas en estudio.

$\alpha = 0,05$

Z tabla = 1,96

La Tranquilla	Int. precip. calculadas	Int. precip. estimadas
R	4010	3991
U	1975	1994
E(U)	1984,5	
V(U)	42005,25	
Zc	-0,04635236	

Embalse La Paloma	Int. precip. calculadas	Int. precip. estimadas
R	4020	3981
U	1965	2004
E(U)	1984,5	
V(U)	42005,25	
Zc	-0,09514431	

Illapel	Int. precip. calculadas	Int. precip. estimadas
R	4039	3962
U	1946	2023
E(U)	1984,5	
V(U)	42005,25	
Zc	-0,18784902	

Los Cóndores	Int. precip. calculadas	Int. precip. estimadas
R	4023	3978
U	1962	2007
E(U)	1984,5	
V(U)	42005,25	
Zc	-0,1097819	

Rivadavia	Int. precip. calculadas	Int. precip. estimadas
R	3984	4017
U	2001	1968
E(U)	1984,5	
V(U)	42005,25	
Zc	0,08050672	

Embalse Cogotí	Int. precip. calculadas	Int. precip. estimadas
R	4028	3973
U	1957	2012
E(U)	1984,5	
V(U)	42005,25	
Zc	-0,13417787	

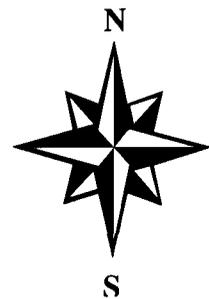
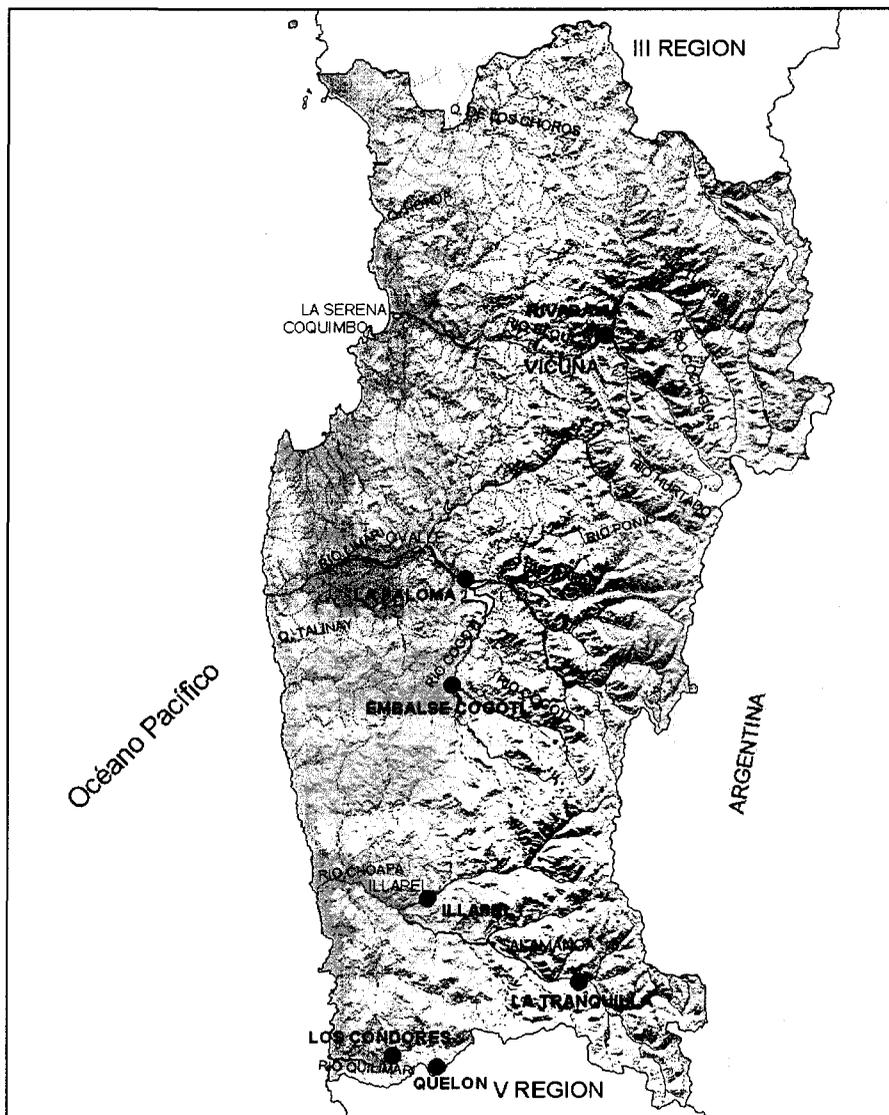
Quelón	Int. precip. calculadas	Int. precip. estimadas
R	4012	3989
U	1973	1996
E(U)	1984,5	
V(U)	42005,25	
Zc	-0,05611075	

ANEXOS

ANEXO I

MAPA UBICACIÓN ESTACIONES PLUVIOGRÁFICAS REGIÓN DE COQUIMBO

UBICACIÓN GEOGRÁFICA DE LAS 7 ESTACIONES PLUVIOGRÁFICAS DE LA REGIÓN DE COQUIMBO.



Fuente: Dirección General de Aguas (DGA) 2003.

Estación	Coordenada N	Coordenada E
Rivadavia	6682999	356050
La Paloma	6602710	296230
Embalse Cogotí	6567663	300757
Illapel	6497340	293260
La Tranquilla	6469830	281990
Los Cóncores	6445490	341420
Quelón	6441830	305120

ANEXO II

REGISTROS DATOS FALTANTES

Registros faltantes de las siete estaciones pluviográficas de la Región de Coquimbo

ESTACIÓN EMBALSE LA PALOMA

AÑO	Registros Faltantes
1962	1 de enero al 24 de junio
1963	29 de julio al 31 de agosto
1964	3 de febrero al 31 de marzo
1965	1 al 31 de enero; 13 al 26 de diciembre
1968	4 al 30 de marzo; 3 al 23 de junio; 29 de julio al 29 de septiembre
1969	28 de abril al 4 de mayo
1970	1 de enero al 29 de marzo
1977	2 al 29 de mayo
1986	30 de junio al 27 de julio
1991	29 de abril al 6 de mayo
1993	1 al 7 - 22 al 28 de febrero
2000	1 al 27 de mayo
2002	12 de noviembre al 31 de diciembre

ESTACIÓN LOS CÓNDORES

AÑO	Registros Faltantes
1977	1 de enero al 3 de julio
1978	24 de abril al 28 de agosto; 13 al 27 de noviembre
1979	29 de mayo al 25 de junio
1980	1 de enero al 26 de febrero
1981	30 de marzo al 24 de agosto; 21 al 28; 19 al 26 de octubre; 9 al 23 de noviembre; 7 al 14 de diciembre
1982	1 de enero al 28 de febrero
1984	16 al 22 de julio; 30 de julio al 5 de agosto; 3 al 9 de diciembre
1992	1 de enero al 31 de diciembre
1996	22 - 28 de abril; 1 - 7 y 15 - 21 de julio; 29 de julio al 4 de agosto; 30 de sept. al 6 de octubre; 9 - 15 de diciembre
1998	2 al 8 de octubre
1999	22 - 28 de febrero; 1 - 14 de marzo; 5 de abril al 2 de mayo; 10 - 16 de mayo; 14 - 20 de junio; 5 - 11 de julio; 2 de agosto al 5 de sept; 13 - 15 y 20 - 26 de dic
2000	31 de enero al 6 de marzo; 24 - 30 de abril; 15 al 21 de mayo; 19 al 25 de junio; 2 al 23 de octubre
2001	29 de diciembre (2000) al 4 de enero; 13 al 18 de marzo
2002	29 de abril al 5 de mayo; 29 de octubre al 31 de diciembre

ESTACIÓN ILLAPEL

AÑO	Registros Faltantes
1975	1 de enero al 20 de octubre
1977	2 de octubre al 19 de diciembre
1988	26 de septiembre al 2 de octubre
1992	27 de enero al 2 de marzo
1993	1 al 8 de febrero; 29 de marzo al 4 de abril
1999	28 de septiembre al 31 de diciembre
2002	25 de noviembre al 31 de diciembre

ESTACIÓN LA TRANQUILLA

AÑO	Registros Faltantes
1966	3 al 16 de enero
1967	5 de junio al 2 de julio
1968	4 de noviembre al 31 de diciembre
1969	1 de enero al 17 de abril; 11 al 17 de agosto
1970	27 de abril al 27 de diciembre
1971	29 de marzo al 19 de abril
1972	3 al 16 de abril; 31 de julio al 13 de agosto; 11 al 25 de septiembre
1973	8 al 21 de enero; 12 al 25 de marzo; 9 al 22 de abril; 18 de junio al 29 de julio
1974	1 al 21 de abril; 26 de mayo al 11 de agosto
1975	24 de marzo al 24 de agosto; 3 al 9 de noviembre
1976	29 de marzo al 27 de junio; 12 de julio al 1 de agosto; 20 al 26 de septiembre
1977	1 de enero al 13 de marzo; 5 - 17 de abril; 26 de abril al 1 de mayo; 16 de agosto al 4 de septiembre
1978	1 de enero al 31 de diciembre
1979	18 al 24 de junio; 29 de octubre al 31 de diciembre
1980	1 de enero al 17 de febrero; 25 de agosto al 7 de sept; 29 de sept al 5 de octubre
1981	4 al 17 de mayo
1982	20 de septiembre al 31 de diciembre
1983	1 de enero al 6 de marzo; 25 de abril al 1 de mayo
1990	16 al 22 de julio; 30 de julio al 5 de agosto
1992	2 al 29 de noviembre
1997	24 de febrero al 2 de marzo
2000	30 de julio al 3 de septiembre;
2001	6 de agosto al 30 de diciembre
2002	25 de noviembre al 31 de diciembre

ESTACIÓN EMBALSE COGOTÍ

AÑO	Registros Faltantes
1965	
1969	1 al 31 de enero
1971	9 de febrero al 18 de julio; 24 de agosto al 28 de septiembre
1972	1 de enero al 9 de julio
1974	1 de enero al 19 de mayo
1977	1 de enero al 18 de agosto
1978	18 de julio al 17 de diciembre
1982	29 de marzo al 5 de mayo; 30 de julio al 6 de agosto
1990	26 de febrero al 5 de marzo
1991	25 de marzo al 1 de abril
1994	1 al 26 de enero

ESTACIÓN RIVADAVIA

AÑO	Registros Faltantes
1976	1 de enero al 18 de julio; 27 de julio al 1 de agosto; 30 de noviembre al 31 de dic.
1977	1 al 31 de enero
1997	6 de enero al 3 de febrero
2001	1 de enero al 26 de marzo
2002	5 de noviembre al 31 de diciembre

ESTACIÓN QUELÓN

AÑO	Registros Faltantes
1972	1 de enero al 8 de octubre
1980	1 al 30 de mayo
1984	1 al 14 de abril
1985	23 de septiembre al 14 de octubre
1997	1 de enero al 31 de diciembre

ANEXO III

TEST DE GOLDFELD - QUANDT

Test Golfeld – Quandt para evaluar Homocedasticidad.

Procedimiento:

Paso 1: Generar una tabla con los datos de origen X, Y y ordenar las n observaciones en forma ascendente con respecto a X .

Paso 2: Omitir las c observaciones centrales, donde $c = n/3$ ($n =$ total de datos) y luego dividir las $(n - c)$ en dos grupos.

Paso 3: Ajustar regresiones lineales en forma independiente para cada grupo (R_1 Y R_2), donde R_1 Y R_2 corresponden a los grupos de varianzas pequeñas y grandes respectivamente.

Paso 4: Calcular las sumas de residuos al cuadrado SRC_1 y SRC_2 correspondientes a cada recta con $(n-c)/2 - 2k$ grados de libertad para cada suma y k número de parámetros a estimar.

Paso 5: Calcular la relación:

$$k_c = \frac{SRC_2/g.l}{SRC_1/g.l}$$

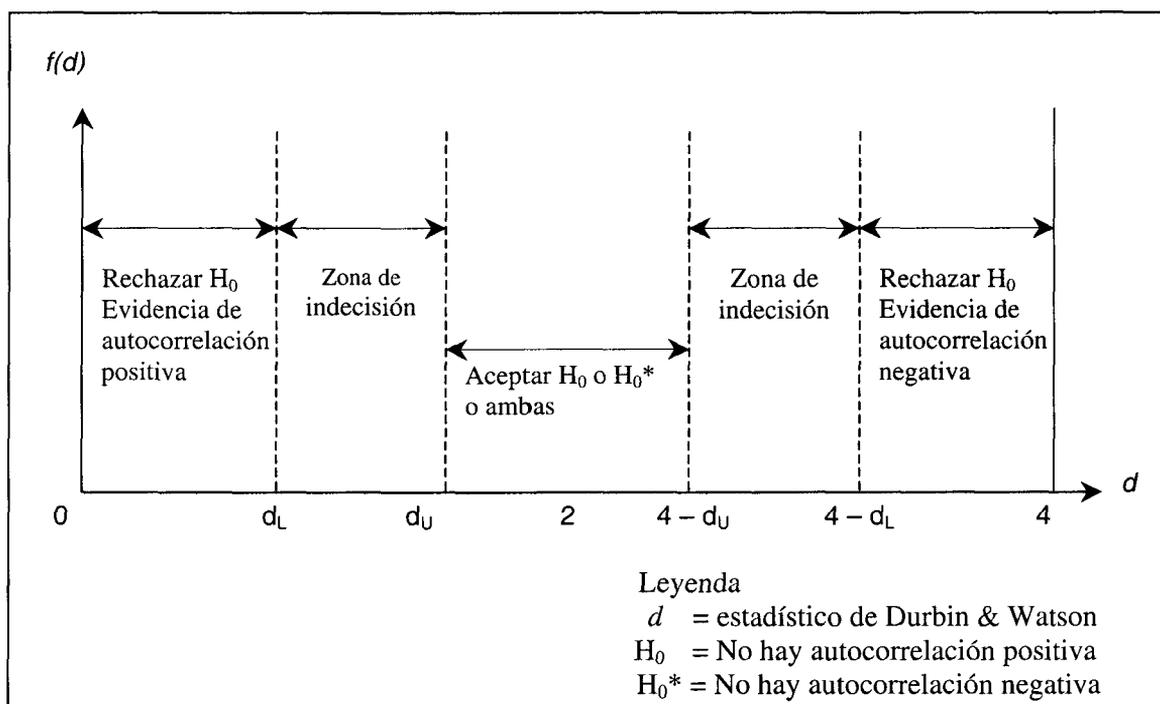
Donde k_c posee una distribución F de Snedecor con $(n-c-2k)/2$ g.l para el numerador y denominador.

Paso 6: Comparar el valor de k de tabla con el valor k_c descrito anteriormente. Si k_c (calculado) es menor que k (tabla) para el nivel de confianza escogido, se acepta la hipótesis nula de homocedasticidad.

ANEXO IV

REGLAS DE DECISIÓN DE LA PRUEBA d DE DURBIN & WATSON.

Figura : Esquema representativo de la regla de decisión analítica para la prueba d de Durbin & Watson



Fuente: Gujarati, 1992

Tabla xxx: Prueba d de Durbin & Watson: Reglas de decisión

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

Fuente: Gujarati, 1992.

ANEXO V

PROCEDIMIENTO ANALÍTICO DEL MÉTODO ITERATIVO O MÉTODO ρ

Método Iterativo

Procedimiento

Paso 1: Determinar ρ , donde $\rho = (1 - d/2)$ y d : estadístico estimado de Durbin & Watson.

Paso 2: Transformación de variables.

Se tiene el modelo original (1) $Y_t = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 X_{2t}$.

Si la expresión 1 se cumple para t , también se cumple para $t - 1$.

Luego, se tiene la expresión (2) $Y_{t-1} = a_0 + a_1 X_{1t-1} + a_2 X_{2t-1}$.

Ahora multiplicando (2) por ρ queda:

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

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

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

Donde: $a_0^* = a_0(1-\rho)$, $Y^*_t = (Y_t - \rho Y_{t-1})$, $X_{1t}^* = (X_{1t} - \rho X_{1t-1})$,

$X_{2t}^* = (X_{2t} - \rho X_{2t-1})$.

Paso 3: Determinar la regresión lineal Y^*_t v/s X_{1t}^* , X_{2t}^* .

Paso 4: Determinar los coeficientes de regresión originales (a_0 , a_1 y a_2); donde $a_0 = a_0^*/(1 - \rho)$, $a_1 = a_1^*$ y $a_2 = a_2^*$

Paso 5: Verificar la no – autocorrelación del modelo mediante el test de Durbin & Watson.

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

Fuente: Gujarati, 1992 citado por Abarza, 2001.