

**UNIVERSIDAD DE CHILE**  
**FACULTAD DE CIENCIAS AGRONÓMICAS**  
**ESCUELA DE PREGRADO**

**Memoria de Título**

**ANÁLISIS REGIONAL DE FRECUENCIA MEDIANTE EL MÉTODO DE LOS L-MOMENTOS  
EN LAS REGIONES DE VALPARAÍSO Y METROPOLITANA PARA LA GENERACIÓN DE  
CARTOGRAFÍA PROBABILÍSTICA DE SEQUÍA METEOROLÓGICA**

**Raúl Cristian Antonio Naranjo Toledo**

**Santiago - Chile**

2011

**UNIVERSIDAD DE CHILE**  
**FACULTAD DE CIENCIAS AGRONÓMICAS**  
**ESCUELA DE PREGRADO**

**Memoria de Título**

**ANÁLISIS REGIONAL DE FRECUENCIA MEDIANTE EL MÉTODO DE LOS L-MOMENTOS  
EN LAS REGIONES DE VALPARAÍSO Y METROPOLITANA PARA LA GENERACIÓN DE  
CARTOGRAFÍA PROBABILÍSTICA DE SEQUÍA METEOROLÓGICA**

**REGIONAL FREQUENCY ANALYSIS BASED ON THE L-MOMENTS METHODOLOGY TO  
GENERATE CARTOGRAPHY OF PROBABILITIES ASSOCIATED WITH  
METEOROLOGICAL DROUGHT IN THE VALPARAÍSO AND METROPOLITANA REGIONS**

**Raúl Cristian Antonio Naranjo Toledo**

**Santiago - Chile**

2011

**UNIVERSIDAD DE CHILE**  
**FACULTAD DE CIENCIAS AGRONÓMICAS**  
**ESCUELA DE PREGRADO**

**ANÁLISIS REGIONAL DE FRECUENCIA MEDIANTE EL MÉTODO DE LOS L-MOMENTOS EN  
LAS REGIONES DE VALPARAÍSO Y METROPOLITANA PARA LA GENERACIÓN DE  
CARTOGRAFÍA PROBABILÍSTICA DE SEQUÍA METEOROLÓGICA**

**Memoria para optar al título profesional de:  
Ingeniero en Recursos Naturales Renovables**

**Raúl Cristian Antonio Naranjo Toledo**

<b>Profesores Guía</b>	<b>Calificaciones</b>
Alejandro León S. Ingeniero Agrónomo, Ph. D.	6,8
Luís Morales S. Físico Ph. D.	7,0
<b>Profesores Evaluadores</b>	
Rodrigo Fuster G. Ingeniero Agrónomo M. Sc.	6,0
Jorge Pérez Q. Ingeniero Agrónomo, Ph. D.	6,5

Santiago - Chile

2011

## **AGRADECIMIENTOS**

Éste trabajo está dedicado a mis amigos y familia, especialmente a mi esposa por su constante apoyo y a mi madre por sus grandes esfuerzos y sacrificios para que pudiera lograr ésta meta.

Agradecer sinceramente la colaboración de mis profesores guía, Luís Morales y Alejandro León, quienes me entregaron gran apoyo para el desarrollo de mi trabajo.

La presente memoria de título forma parte de un proyecto conjunto entre el Centro del Agua para Zonas Áridas y Semiáridas para América Latina y el Caribe (CAZALAC) y el Institute of Water Resources (IWR) del Cuerpo de Ingenieros de la Armada de los Estados Unidos, en colaboración con el Centro de Estudios de Zonas Aridas (CEZA) de la Facultad de Ciencias Agronómicas de la Universidad de Chile.

## ÍNDICE

Resumen .....	7
Abstract .....	8
Introducción.....	9
Revisión Bibliográfica.....	11
Análisis de frecuencia .....	11
Incertidumbre hidrológica .....	12
Selección del modelo probabilístico.....	12
Parámetros de la función de probabilidad .....	13
Pruebas de bondad de ajuste.....	13
Cuantiles y período de retorno .....	14
Análisis regional de frecuencias.....	14
Sequía .....	15
Sequía Meteorológica.....	16
Criterios para establecer épocas de sequía en Chile .....	17
Tipos de Clima en las Regiones de Valparaíso y Metropolitana .....	17
Provincias ecológicas de acuerdo a la clasificación de ecorregiones: Región de Valparaíso y Región Metropolitana .....	17
L-momentos.....	18
Propiedades de los L-momentos.....	18
L- momentos muestrales .....	19
Estimación de parámetros mediante el método de los L-momentos .....	21
Análisis regional de frecuencia mediante el método de los L-momentos .....	21
Características y supuestos del análisis regional de frecuencias basado en los L-momentos .....	23
El análisis de frecuencia debe ser robusto:.....	23
Evaluación del proceso de análisis de frecuencia:.....	24
Importancia de la regionalización: .....	24
Supuestos del análisis regional de frecuencias mediante los L-momentos.....	25
Etapas del Análisis Regional de Frecuencia basado en los L-momentos.....	26
Análisis de datos:.....	26
Revisión de datos: .....	26
Identificación de regiones homogéneas: .....	27
Métodos comúnmente utilizados para formar regiones .....	28
Geográfico.....	28
Partición Subjetiva .....	28
Análisis Cluster.....	28
Indicador de Discordancia.....	29
Indicador de Homogeneidad .....	30
Selección de la distribución de frecuencia .....	33
Prueba de bondad de ajuste: Estadígrafo Z .....	34
Estimación de probabilidades y cuantiles .....	35
Generación de cartografía sobre la base de los L-momentos.....	36
Materiales y Métodos .....	38

Materiales .....	38
Métodos .....	39
Preparación de datos y Construcción de una base de datos de precipitación mensual para las Regiones de Valparaíso y Metropolitana .....	39
Delimitación de regiones homogéneas de precipitación .....	41
Selección de distribuciones de probabilidad y cálculo de magnitudes de sequía (cuantiles) y L-momentos.....	42
Generación de cartografía probabilística de sequía meteorológica mediante el uso de L-Momentos .....	43
Resultados y Discusión .....	45
Preparación de datos y Construcción de una base de datos de precipitación mensual para las Regiones de Valparaíso y Metropolitana .....	45
Estadísticas descriptivas .....	45
Gráficas de caja por estación.....	48
Histogramas.....	48
Test estadísticos.....	48
Agrupación preliminar de estaciones .....	49
Análisis de consistencia.....	51
Regiones homogéneas de precipitación .....	52
Selección de distribuciones de probabilidad y cálculo de magnitudes de sequía (cuantiles) y L-momentos.....	54
Cartografía probabilística de sequía meteorológica mediante el uso de los L-momentos	56
Conclusiones .....	64
Bibliografía.....	66
Anexo I.....	71
Apéndice I .....	72
Apéndice II .....	75
Apéndice III.....	78
Apéndice IV .....	81
Apéndice V.....	84
Apéndice VI .....	86
Apéndice VII.....	90
Apéndice VIII.....	114

## RESUMEN

En el presente estudio se aplicó el método denominado análisis regional de frecuencia basado en los L-momentos. Este método fue aplicado para generar cartografía de probabilidades asociadas a eventos de sequía meteorológica en la Región de Valparaíso y la Región Metropolitana para diferentes duraciones, sobre la base de los criterios de déficit hídrico establecidos por el decreto 39 de 1984 de la Dirección General de Aguas. Para la aplicación de los procedimientos estadísticos asociados a los L-momentos se generó una base de datos de precipitación acorde a los supuestos del análisis regional de frecuencias, es decir, se eliminaron datos incompletos y anómalos de los registros de precipitación y se analizó si las series de datos satisfacían los supuestos de no presentar tendencias ni correlación. También se procedió a formar regiones homogéneas de precipitación basándose en los indicadores de discordancia y homogeneidad basados en los L-momentos. Se ajustaron diferentes distribuciones de probabilidad a las regiones homogéneas para seleccionar una distribución de mejor ajuste según ciertos criterios. Con cada distribución seleccionada se estimaron cuantiles regionales y a nivel estación para diferentes combinaciones, utilizando como meses de inicio Abril y Julio para duraciones de sequía de 3, 6, 12, 18, 24 y 36 meses.

Para la creación de los mapas de probabilidades de sequía meteorológica fue necesario estimar la distribución espacial de los L-momentos (L-coeficiente de variación y L-sesgo) mediante el ajuste de una función exponencial entre los L-momentos y la precipitación media anual, utilizando ésta como variable auxiliar.

Como principales resultados se obtuvieron mapas de probabilidades de no excedencia asociada a precipitación igual o menor al 70% de la media de cada periodo y mapas de periodos de retorno asociados a las probabilidades de no excedencia. Los valores de probabilidades obtenidas se ajustan a la distribución espacial de la precipitación de la Región de Valparaíso y la Región Metropolitana. Se obtuvieron mayores probabilidades de déficit hídrico en las zonas más áridas y menores probabilidades en las zonas más húmedas, siendo los valores de las probabilidades similares para ciertas combinaciones debido a la distribución anual de las precipitaciones.

Palabras clave: análisis regional de frecuencia, cartografía de periodos de retorno, cartografía de sequía, distribución espacial de L-momentos, L-momentos.

## ABSTRACT

In the present study, we applied a methodology called regional frequency analysis based on the L-moments. This methodology was applied to generate cartography of probabilities associated to meteorological drought in the Valparaíso and Metropolitan Region of Chile for different time spans, on the base of the criteria of water deficit established by the decree 39 of the General Management of Water of 1984. In order to apply the statistical procedures associated to the L-moments, it was required to generate a database of precipitation according to the supposed of the regional of frequency analysis, it proceeded to eliminate anomalous and incomplete data of the precipitation records and to analyse if the series of data satisfied the supposed of presenting non tendencies neither correlation. Also, it proceeded to form homogeneous regions of precipitation through different procedures. Finally, the homogeneous regions of precipitation were formed based on the indicators of discordance and homogeneity based on the L-moments. Different distributions of probability to the homogeneous regions were adjusted to select a distribution of best adjustment according to certain criteria. Regional quintiles were estimated with each distribution selected and at the early month combinations of April and July for duration of a span of 3, 6, 12, 18, 24, 39 and 36 months.

To create the map of probabilities of meteorological drought, it was necessary to estimate the spatial distribution of the L-moments (L-coefficient of variation and L- skewness) through the adjustment of an exponential function between the L-moments and the annual average of precipitation, utilizing this as a variable to help. As main results, maps of probabilities of non-excedence associated to precipitation equal or lower to the 70% of the average of each period and return period maps associated to the probabilities of non-excedence were obtained. The values of the probabilities obtained were adjusted to the spatial distribution of precipitation of the Valparaíso and Metropolitan Region. Greater odds of water deficit in the driest zones were obtained and smaller odds in the most humid zones, being the values of the similar odds for certain combinations due to the annual distribution of the precipitations.

Keywords: regional frequency analysis, return periods cartography, meteorological drought atlas, spatial distribution of L-moments, L-moments.



## INTRODUCCIÓN

La definición de sequía puede abarcar diferentes aspectos hidrológicos, meteorológicos y sociales, entre otros, lo que dificulta generar una definición única. Sin embargo una de las características más representativas de la sequía es el déficit de agua, tanto en términos de precipitación como en términos de los caudales, es decir la disponibilidad de agua en una región determinada. En este contexto el déficit pluviométrico en una zona determinada por un periodo de tiempo es conocido como sequía meteorológica (Valiente, 2001). Estas sequías se caracterizan por ser fenómenos climáticos extremos difíciles de cuantificar espacial y temporalmente. Por otra parte, los requerimientos hídricos de una zona están determinados por una gran cantidad de factores dinámicos, de los cuales destacan el consumo humano, la agricultura, el uso industrial y la generación eléctrica. Sin embargo, la capacidad de adaptación y respuesta de la población para enfrentar escenarios de déficit pluviométrico, es lo que puede determinar la magnitud del impacto de un evento de sequía meteorológica. Es así como se debe tener en cuenta que estimar, modelar, monitorear y/o pronosticar eventos de sequía meteorológica que pueden afectar a la población es un proceso complejo (Valiente, 2001).

Existen diversas aproximaciones destinadas a conocer y describir el fenómeno de la sequía, desde indicadores de diversa resolución espacial y temporal a modelos de simulación complejos. Estos modelos están orientados a apoyar a sistemas de alerta temprana de sequías, ayudando a disminuir la incertidumbre asociada al fenómeno (UNESCO, 2006). Es así como toma importancia, además de saber que un lugar específico se encuentra ubicado en una zona vulnerable, determinar la frecuencia o probabilidad con la que puede presentarse este fenómeno con una determinada magnitud. Existen diferentes métodos para ajustar distribuciones de probabilidad a muestras de registros de precipitación, entre las cuales destacan el método de los momentos, el método de la máxima verosimilitud, el método de los momentos ponderados por probabilidad y el método de los L-momentos (Rivano, 2004). Este último se caracteriza por entregar cálculos más precisos que los otros métodos (menor diferencia entre valor observado y valor estimado) en muestras de tamaño pequeño, en las cuales la presencia de un valor atípico influencia altamente el valor de la desviación estándar, siendo los L-momentos menos sensibles a este tipo de valores. Sin embargo un análisis hidrológico de frecuencia está limitado por la ausencia de una fuente de registros adecuados para la estimación de probabilidades (Hosking y Wallis, 1997). La utilización de datos confiables resulta imprescindible para análisis hidrológicos que determinen probabilidades de eventos extremos, como sequías o inundaciones. En las bases de datos de registros de precipitaciones puede que la ausencia de un dato en particular y el error en la adquisición de datos (mediciones y generación de registros) se expresen en aproximaciones erradas de las probabilidades con altos periodos de retorno. Es así como utilizar de modo eficiente la información disponible, es decir, recopilar y analizar datos para posteriormente corregirlos antes de utilizarlos en un análisis hidrológico de eventos

extremos, resulta indispensable para estimar con mayor precisión las probabilidades asociadas a eventos de sequía (Hosking y Wallis, 1993).

En las Regiones de Valparaíso y Metropolitana los principales usos de agua se concentran en el sector agroindustrial y en la generación de agua potable. En estas regiones se ha evidenciado en las últimas décadas un crecimiento sostenido de la demanda del recurso hídrico por parte de los diferentes sectores involucrados (Pizarro *et al.*, 2005). Este aumento en la demanda de agua se explica básicamente por el aumento de la población, el crecimiento económico del país y la mejora en la calidad de vida de las personas, lo que en conjunto influye en la intensificación del uso del agua. En este contexto las sequías meteorológicas se presentan como amenazas que pueden afectar al desarrollo socioeconómico de las regiones estudiadas, convirtiendo al agua en un factor limitante de desarrollo (Pizarro *et al.*, 2005). Así las herramientas de análisis que alimentan a los distintos sistemas de planificación, que permiten tomar decisiones anticipadamente para prepararse frente a escenarios de sequía meteorológica, resultan indispensables para la prevención de cualquier tipo de riesgo asociado al fenómeno.

La presente memoria de título se enfoca al uso de un método que permite utilizar los datos de precipitación disponibles para estimar con mayor precisión que otros métodos probabilidades asociadas a eventos de sequía meteorológica, con el fin de utilizar esta información para la generación de cartografía. Este método es el análisis regional de frecuencias, que tiene como principal sustento estadístico para los cálculos de las probabilidades la teoría de los L-momentos (Hosking y Wallis, 1997). El trabajo está destinado a generar cartografía probabilística de sequía meteorológica para la Región de Valparaíso y la Región Metropolitana, con el fin de realizar estimaciones de probabilidades, duraciones y magnitudes de sequía. Este trabajo se realizó en el marco del proyecto Atlas de Sequía en Áreas Piloto para América Latina y el Caribe, desarrollado por el Centro del Agua para Zonas Áridas y Semiáridas de América Latina y el Caribe (CAZALAC). Esta institución brindó apoyo tecnológico (software) para el desarrollo del trabajo.

#### **Objetivo General:**

- Generar cartografía probabilística de sequía meteorológica para la Región de Valparaíso y la Región Metropolitana.

#### **Objetivos específicos:**

- Construir una base de datos de precipitación mensual para las Regiones de Valparaíso y Metropolitana.
- Determinar probabilidades y magnitudes de sequía meteorológica en base a análisis estadísticos, utilizando la metodología de los L-Momentos.

## REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

### Análisis de frecuencia

El procedimiento utilizado para la interpretación de los registros de eventos hidrológicos como probabilidades de ocurrencia es el análisis de frecuencia (Chow, 1964). Según lo planteado por Kite (1977); Labbé (1979) y Arumí *et al.* (2000), el análisis de frecuencia es un procedimiento que permite ajustar datos hidrológicos a un modelo matemático de distribución de probabilidades. Para poder aplicar este tipo de análisis es necesario considerar tres supuestos esenciales:

- 1) Los datos analizados describen eventos aleatorios.
- 2) Los procesos naturales son estacionarios con respecto al tiempo.
- 3) Los parámetros de la población pueden ser estimados desde la muestra.

La consideración de eventos hidrológicos extremos como procesos aleatorios implica que la variabilidad climática natural no afecta la ocurrencia de estos eventos. Un proceso estacionario significa que representa eventos independientes e idénticamente distribuidos por un modelo probabilístico que no varía a través del tiempo (Bradley y Zhao, 1997).

Ayala y Ferrer (1973) señalan que el procedimiento de análisis de frecuencia contempla las siguientes etapas:

- 1) Analizar la confiabilidad de las series de datos hidrológicos.
- 2) Suponer modelos probabilísticos, asumiendo que predicen los fenómenos hidrológicos.
- 3) Seleccionar modelos probabilísticos y estimar parámetros estadísticos de las distribuciones.
- 4) Aplicar pruebas estadísticas para seleccionar los modelos probabilístico de mejor ajuste (describe de mejor forma al fenómeno).
- 5) Estimar los valores de probabilidades y cuantiles asociados a los periodos de retorno.

### **Incertidumbre hidrológica**

Brown y Vagras (1986); Chow *et al.* (1994) y Varas y Bois (1998) señalan que al calcular los valores de probabilidades y cuantiles mediante un análisis de frecuencia existen varias fuentes de incertidumbre hidrológica que pueden ser divididas en tres grupos:

- 1) Incertidumbre inherente del proceso de generación aleatorio del fenómeno de interés.
- 2) Incertidumbre del modelo (representar un proceso con un modelo inadecuado).
- 3) Incertidumbre de parámetro (incertidumbre relacionada con la metodología utilizada para la estimación de los parámetros del modelo).

La confiabilidad de las estimaciones de un análisis de frecuencia depende directamente de la longitud, continuidad, precisión y representatividad de los registros hidrológicos disponibles (Varas, 1996). Antes de utilizar información recopilada de una estación o de un grupo de estaciones en un análisis de frecuencia, esta debe ser examinada con el fin de identificar posibles errores de adquisición de datos. Los errores identificados deberían ser analizados y corregidos o eliminados antes de realizar un análisis de frecuencia (Labbé, 1979).

### **Selección del modelo probabilístico**

Los criterios más importantes para la selección de un modelo de distribución de probabilidades en un análisis de frecuencia son que exista una teoría sólida que describa al fenómeno y que el modelo debe extraer la máxima información de los datos (Kite, 1977). Ayala y Ferrer (1973) señalan que de acuerdo a las propiedades de los datos hidrológicos, las funciones de probabilidades de cada modelo deben poseer las siguientes características:

- 1) La función debe ser continua (definida para todo valor positivo de la variable).
- 2) El límite inferior debe ser cero o un valor positivo.
- 3) El límite superior debe estar definido hasta el infinito.
- 4) Para valores extremos superiores de la variable, la función debe hacerse asintótica respecto a cero (valores menos frecuentes de las variables hidrológicas son los valores más altos).
- 5) La forma general de la función debe ser de campana unimodal, con dos colas y una gran variedad de asimetría.

La capacidad de un modelo probabilístico para ajustarse a los datos hidrológicos depende

de la flexibilidad y de la forma de la función de distribución de probabilidades. Mientras más parámetros formen un modelo, más versátil es su función de distribución de probabilidades y mejor se puede ajustar (Benjamín y Cornell, 1981).

No existe una base teórica sólida para justificar la elección de una función específica de distribución de probabilidades, tampoco existe un procedimiento teórico para determinar a un modelo probabilístico como el mejor en un análisis de frecuencia, comparando diferentes modelos probabilísticos. Es por esto que comúnmente se verifica la conveniencia o conformidad entre distintas distribuciones para seleccionar entre estas a una, basándose en el ajuste de datos disponibles, facilidad de cómputo o cálculo y la consistencia con diferentes tamaños de muestra (Zalina *et al.*, 2002).

### **Parámetros de la función de probabilidad**

Después de seleccionar el modelo probabilístico para realizar un análisis de frecuencia surge una fuente de error intrínseca. Este error se relaciona con que los parámetros estadísticos de la función de distribución de probabilidades deben ser estimados de la muestra. La muestra está sujeta a errores, por lo que el método de estimación de parámetros debe considerar la minimización de errores (Ayala y Ferrer, 1973).

Un estimador de un parámetro es un estadígrafo cuyo valor observado se utiliza para estimar el valor de un parámetro desconocido de una función de distribución de probabilidades. Se pueden clasificar en términos de sesgo, eficiencia, consistencia, suficiencia y eficiencia asintótica. Un estimador es insesgado si su valor observado es igual al valor estimado, para cualquier tamaño de la muestra. Un estimador es más eficiente que otro si ambos son insesgados y la varianza del primero es menor que la del segundo. Un estimador es consistente si, cuando el tamaño de la muestra tiende al infinito, su media tiende al parámetro que trata de estimar y su varianza tiende a cero, es decir, si converge en probabilidad al parámetro que trata de estimar. Un estimador es suficiente si hace uso de toda la información que contiene la muestra. Un estimador es asintóticamente eficiente si es consistente y para tamaños de muestra grandes, la varianza es menor que la de cualquier otro estimador del mismo parámetro (Yevjevich, 1978).

Se considera a un estimador como robusto cuando las cualidades de este (sesgo y varianza, entre otros) son insensibles a pequeñas desviaciones respecto a la suposición que justifica el procedimiento de estimación. Así, un estimador robusto es estable (resistente) y eficiente frente a cambios del tamaño de la muestra (Wallis y Wood, 1985).

### **Pruebas de bondad de ajuste**

Como no existe un consenso general entre hidrólogos en el procedimiento para seleccionar un modelo probabilístico en un análisis de frecuencia, la selección de una distribución debe basarse en los objetivos y condiciones que deben ser cumplidos por la distribución. En este

contexto, la bondad de ajuste es una condición necesaria pero no suficiente para la aceptación de un modelo probabilístico. Los métodos estadísticos no pueden utilizarse exclusivamente para determinar la distribución de probabilidad en un análisis de frecuencia, sin embargo pueden proveer razones de porqué ciertas distribuciones pueden no ser apropiadas (Kite, 1977).

El objetivo de una prueba de bondad de ajuste es analizar si los datos se desvían una cantidad estadísticamente significativa respecto del modelo de probabilístico (Benjamín y Cornell, 1981). Este procedimiento permite rechazar un modelo por no ser adecuado, pero no permite demostrar que un modelo probabilístico es el más idóneo (Varas, 1982). Es por esto que se recomienda utilizar pruebas de bondad de ajuste como una forma de analizar si una determinada distribución es aceptada o rechazada con un determinado nivel de significancia, pero no para seleccionar la distribución de mejor ajuste (Jara, 1986).

### **Cuantiles y período de retorno**

Los cuantiles se definen como los valores de la variable asociados a una probabilidad de excedencia  $P(X \geq x)$  o no excedencia  $P(X \leq x)$ , es decir, se asocian diferentes valores de la variable a diferentes probabilidades de que se exceda o no un determinado valor de la variable. (Stedinger *et al.*, 1993). El periodo de retorno es una forma de expresar estas probabilidades. Corresponde al periodo para el cual en promedio la variable es igualada o excedida. Sin embargo esto no implica que no puedan producirse dos eventos de una magnitud igual o superior en un mismo año (Varas y Bois, 1998).

Cuando la variable aleatoria representa un evento máximo anual, el período de retorno es el valor esperado del número de años que transcurren en promedio hasta que ocurra un evento de magnitud igual o superior. El término del período de retorno conduce a concluir que existe una cantidad determinada de años entre los eventos de tales magnitudes, cuando en efecto la probabilidad cualquier período sigue siendo la misma, independiente que ocurra tal evento en el año anterior o en un año reciente (Stedinger *et al.*, 1993). Las expresiones para calcular los periodos de retorno son las siguientes:

$$T = \frac{1}{P}$$

En donde:

T = Periodo de retorno en años.

P = Probabilidad de excedencia.

### **Análisis regional de frecuencias**

Para asociar los resultados obtenidos de un análisis de frecuencia de una estación o un grupo de estaciones a un área determinada, se debe aplicar el procedimiento conocido como

análisis regional o regionalización. Este procedimiento consiste básicamente en definir regiones estadísticamente homogéneas en una zona determinada con el fin de asociar estaciones a estas regiones y poder estimar las frecuencias sobre la base de los datos hidrológicos. En cada región los resultados de los análisis de frecuencia de las estaciones pueden ser promediados para representar la frecuencia característica de toda la región (Chow, 1964). Para determinar que un grupo de estaciones conforman una región, las estaciones deben cumplir el criterio de homogeneidad, es decir, los cuantiles estimados en todas las estaciones difieren solo por un factor de escala específico de cada zona (Bradley y Zhao, 1997).

Los análisis regionales de frecuencia son un gran desafío para la hidrología, ya que es poco común que se disponga de información suficiente y adecuada para estimar las frecuencias de eventos extremos en estaciones o lugares específicos y posteriormente asociarlas a regiones (Stedinger *et al.*, 1993).

### **Sequía**

Normalmente se denomina sequía como la deficiencia o escasez de agua (escorrentía y/o precipitación) durante un periodo de tiempo relativamente prolongado. Sin embargo la cuantificación de la deficiencia o escasez y el periodo de duración de una sequía varía significativamente según el espacio geográfico sobre el que se aplique el concepto de sequía. Existen diferentes clasificaciones de tipos de sequía que incorporan diferentes criterios como el momento de inicio, fin e intensidad de la sequía. Sin embargo estas clasificaciones requieren de un conocimiento más detallado de las variables climáticas y disponer de series de datos a diferente escala de la zona (Valiente, 2001).

Wilhite y Glantz (1985) identificaron más de ciento cincuenta definiciones de tipos de sequía, las cuales categorizaron en cuatro tipos. Estos tipos dependen directamente de la disciplina científica con la que se analice el fenómeno, siendo estos los siguientes:

- 1) Sequía Meteorológica.
- 2) Sequía Hidrológica.
- 3) Sequía Agrícola
- 4) Sequía Socioeconómica.

Existen clasificaciones de sequía más simples, como la de SUDENE (1999), que divide a las sequías en hidrológicas, agrícolas y efectivas (estas últimas equivalentes a socioeconómicas), y más detalladas, como la de Subrahmanyam (1967) que distingue seis tipos de sequía; meteorológica, climática, atmosférica, agrícola, hidrológica y de gestión hídrica. Sin embargo la clasificación que aporta información conceptualmente mejor

sustentada es la propuesta por Wilhite y Glantz (Valiente, 2001).

### **Sequía Meteorológica**

La sequía meteorológica se basa en datos climáticos, es una expresión de la desviación de la precipitación respecto a la media durante un periodo determinado. Existen diferentes definiciones de sequía meteorológica debido a la dificultad de establecer una duración y magnitud del déficit de las precipitaciones válido para diferentes áreas geográficas. Algunas definiciones de sequía meteorológica no especifican umbrales fijos (Valiente, 2001).

Otros autores definen sequía meteorológica como; el intervalo de tiempo con una duración de meses o años, durante el cual el aporte de humedad en un determinado lugar cae significativamente por debajo de lo climáticamente esperado (Palmer, 1965) o como escasez prolongada de precipitación, inferior a la media (Russell *et al.*, 1970).

En la mayoría de los casos, las definiciones de sequía meteorológica presentan información específica para cada región geográfica en particular, que varían en función de las características climáticas. Es imposible extrapolar una definición de sequía meteorológica de una región geográfica a otra (Valiente, 2001). Es así como existen definiciones específicas de sequía meteorológica para regiones geográficas determinadas:

- Indonesia: “Periodo de seis días sin lluvias” (Hudson y Hazen, 1964).
- Gran Bretaña: “Periodo de al menos quince días consecutivos con precipitación diaria inferior a 0.25mm” (Goudie, 1985).
- India: “Situación en la que la precipitación estacional anual es deficiente en, al menos, dos veces la desviación típica” (Ramdas, 1960). “La precipitación es inferior al 80% de los niveles normales” (Dhar *et al.*, 1979).
- Libia: “Precipitación anual inferior a 180mm” (Hudson y Hazen, 1964).
- Brasil: “Precipitaciones mensuales durante el periodo lluvioso inferiores a 100mm, o inferiores al 80% de la media a lo largo de noventa días, durante los cuales se producen intervalos superiores a diez días con valores inferiores a 10mm” (Sudene, 1981).
- URSS: “Periodo de diez días con una lluvia total que no excede 5mm” (Krishnan, 1979).



### **Criterios para establecer épocas de sequía en Chile**

En Chile, los criterios técnicos utilizados para determinar épocas de escasez de disponibilidad de agua para las diferentes regiones del país se encuentran estipulados en el Decreto 39 del año 1984 de la Dirección General de Aguas. Este decreto establece que los parámetros hidrológicos base para determinar las condiciones de sequía son las precipitaciones y los caudales (DGA, 1984). De acuerdo a este decreto existen dos condiciones para determinar épocas de sequía en la Región de Valparaíso y en la Región Metropolitana. La primera es que la precipitación acumulada a partir del mes de abril sea inferior al 70% de la media estadística y la segunda es que las precipitaciones acumuladas a partir del mes de septiembre tengan un periodo de retorno de 10 años. La primera condición se asocia directamente al concepto base de sequía meteorológica (DGA, 1984).

### **Tipos de Clima en las Regiones de Valparaíso y Metropolitana**

En la Región de Valparaíso y la Región Metropolitana se pueden encontrar diferentes climas a través de los gradientes longitudinales y transversales siendo estos los siguientes: clima de estepa con gran sequedad atmosférica, clima templado cálido con lluvias invernales y estación seca prologada (7 a 8 meses) y gran nubosidad, clima templado cálido con lluvias invernales y estación seca prolongada (7 a 8 meses), clima templado cálido con estación seca de 4 a 5 meses, clima templado cálido con lluvias invernales y una estación seca prolongada (7 a 8 meses), y clima templado cálido con estación seca de 4 a 5 meses. Para una descripción más detallada revisar la publicación de la Dirección Meteorológica de Chile (DMC,2001).

### **Provincias ecológicas de acuerdo a la clasificación de ecorregiones: Región de Valparaíso y Región Metropolitana**

De acuerdo con la clasificación de ecorregiones de Chile (Gastó *et al.*, 1993; Villate, 2007; Segovia, 2003), en la Región de Valparaíso y la Región Metropolitana es posible encontrar provincias ecológicas que consisten en la subdivisión del dominio y están definidas por las variedades específicas y generales de Köppen. Las provincias ecológicas presentes en la Región de Valparaíso y Región Metropolitana son las siguientes: Provincia estepárica de neblina, Provincia estepárica templada invernal, Provincia seco estival nubosa, Provincia seco estival prolongado, Provincia seco estival media y la Provincia estepárica muy fría seco estival. Para una descripción más detallada revisar la publicación de Ecorregiones de Chile según Gastó *et al.* (1993).

## **L-momentos**

Diferentes procedimientos de análisis regionales de frecuencias se utilizan para ajustar una muestra de datos a un tipo de distribución, asociando la forma de la distribución a un número finito de parámetros. El sesgo y la curtosis se utilizan comúnmente para establecer la proximidad de los valores observados (muestra) a diferentes tipos de distribuciones. Sin embargo, estos estadígrafos son limitados algebraicamente, dependiendo del tamaño de la muestra. Para evitar estas limitaciones, se recomienda el uso de los estadígrafos denominados L-momentos. Estos derivan de los momentos convencionales, pero pueden ser estimados mediante combinaciones lineales de los elementos de una muestra ordenada. Los L-momentos poseen diferentes ventajas sobre los momentos convencionales, ya que pueden caracterizar a una variedad más amplia de distribuciones y son más robustos frente a valores atípicos o anormales. Además, diferentes estudios que han comparado a los L-momentos con los momentos convencionales, han establecido que al utilizar los L-momentos se obtienen estimaciones más precisas, es decir, se obtienen estimaciones más cercanas a los valores observados (Hosking y Wallis, 1997).

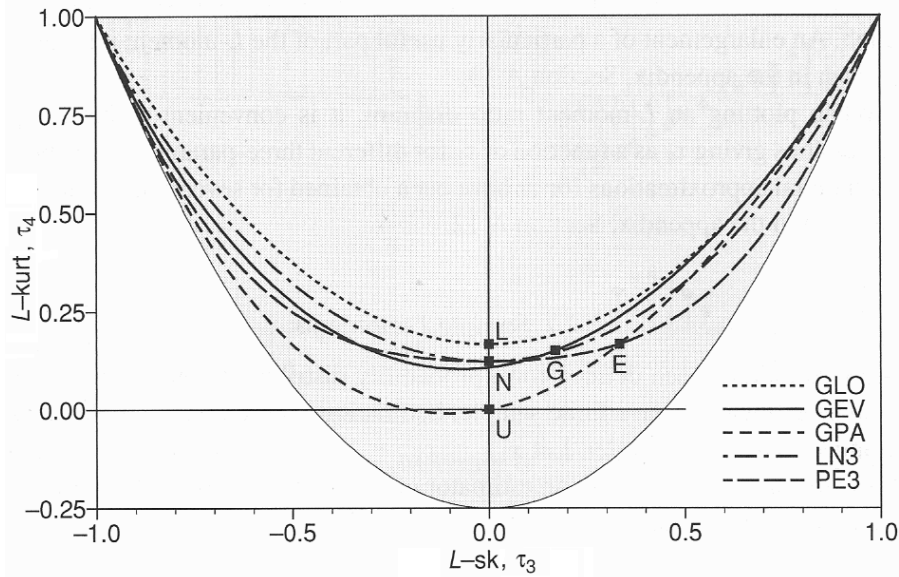
### **Propiedades de los L-momentos**

Los L-momentos de primer y segundo orden, y las razones entre los L-momentos son las expresiones que se utilizan para estimar los parámetros de las distribuciones de probabilidad asociadas a los L-momentos. Las principales propiedades de estas expresiones según Hosking (1988), son las siguientes:

- 1) Existencia: Si el promedio de una distribución existe, entonces todos los L-momentos de esa distribución existen.
- 2) Unicidad: Si el promedio de una distribución existe, entonces los L-momentos caracterizan solamente a esa distribución. No existen dos distribuciones con los mismos valores de los L-momentos.

Otra característica importante de los L-momentos es que se pueden obtener mejores estimaciones de cuantiles y probabilidades que mediante otros métodos en análisis con muestras pequeñas. Además se pueden ajustar un número mayor de distribuciones que mediante otros métodos. Un total de 13 diferentes distribuciones se pueden ajustar mediante el método de los L-momentos, de las cuales 5 son generalmente utilizadas en análisis regionales de frecuencia (Okur y Sorman, 2000).

Sobre la base de las características y propiedades antes mencionadas de los L-momentos, estos se utilizan para ajustar muestras a distintos tipos de distribuciones. Para representar gráficamente las diferencias entre diferentes distribuciones ajustadas, comúnmente se utiliza un gráfico que incluye todas las distribuciones ajustadas, como lo muestra la Figura 3, donde se observan diferentes distribuciones en un gráfico de L-sesgo versus L-curtosis.



**Figura 3.** Gráfico de comparación entre distribuciones comúnmente utilizadas mediante el método de los L-momentos, basado en L-sesgo y L-curtosis. Las distribuciones representadas son: E: Exponencial, G: Gumbel, L: Logística, N: Normal, U: Uniforme, GPA: Generalizada de Pareto, GEV: Generalizada de valores extremos, GLO: Generalizada Logística, LN3: Lognormal y PE3: Pearson Tipo III. (Fuente Hosking y Wallis, 1997).

Como se muestra en la Figura 3, las distribuciones de dos parámetros son representadas mediante puntos. Estas distribuciones solo varían en sus parámetros de escala y de localización. Las distribuciones representadas mediante líneas punteadas corresponden a distribuciones de tres parámetros (localización, escala y forma). Las distribuciones que tienen más de un parámetro de forma abarcan comúnmente dos áreas dimensionales del gráfico (Hosking y Wallis, 1997).

### L- momentos muestrales

Los L-momentos están definidos para distribuciones de probabilidad, pero en la práctica generalmente son estimados de una muestra de datos finita. El cálculo de los L-momentos se obtiene de una muestra de tamaño  $n$  ordenada ascendientemente (Landwehr *et al.*, 1979).

Un estimador insesgado del momento ponderado por probabilidad  $\beta_r$  es:

$$b_r = n^{-1} \binom{n-1}{r}^{-1} \sum_{j=r+1}^n \binom{j-1}{r} x_{j:n}$$

Esta expresión desarrollada para los primeros términos es:

$$b_0 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i$$

$$b_1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N-1} \frac{(N-i)}{(N-1)} X_i$$

$$b_2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N-2} \frac{(N-i)(N-i-1)}{(N-1)(N-2)} X_i$$

$$b_3 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N-3} \frac{(N-i)(N-i-1)(N-i-2)}{(N-1)(N-2)(N-3)} X_i$$

En donde:

$b_r$  = PWM (Momentos ponderados por probabilidad) de orden r.

$N$  = Número total de observaciones.

$X_i$  = Elemento i-esimo de la serie.

De las ecuaciones que relacionan los L-Momentos con los PWM se obtienen los L-momentos muestrales (Hosking, 1990), siendo la expresión general de los L-Momentos:

$$l_{r+1} = \sum_{k=0}^r P_{r,k}^* b_k$$

En donde:

$$P_{r,k}^* = (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k}$$

$$r = n - 1$$

La expresión general de los L-momentos desarrollada para los primeros cuatro términos son:

$$l_1 = \beta_0$$

$$l_2 = 2\beta_1 - \beta_0$$

$$l_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0$$

$$l_4 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0$$

El primer L-momento es el promedio o una medida de localización y puede tomar cualquier valor. El segundo L-momento es una medida de dispersión de los datos respecto a la media y toma valores mayores o igual a cero. Dividiendo L-momentos de mayor orden por la medida de dispersión ( $l_2$ ) se obtiene las siguientes razones:

$$t_r = \frac{l_r}{l_2}$$

Estas razones son valores adimensionales, independientes de las unidades de medida de los datos.  $T_3$  corresponde a la medida del sesgo y  $T_4$  corresponde a la medida de la curtosis, denominados respectivamente L-sesgo y L-curtosis. El valor análogo del coeficiente de variación en los L-Momentos, denominado L-CV, está definido por la siguiente expresión:

$$t = \frac{l_2}{l_1}$$

Los L-momentos se pueden interpretar directamente como medidas de escala y forma de una distribución de probabilidad. Así los L-momentos pueden ser utilizados para estimar parámetros para ajustar un tipo de distribución a una muestra (Jeiswal *et al*, 2003).

### **Estimación de parámetros mediante el método de los L-momentos**

Generalmente la estimación de una distribución de probabilidad asociada a una muestra aleatoria de tamaño determinado que involucra la identificación de un número finito de parámetros, es un problema difícil de abordar. Mediante el método de los L-momentos se pueden estimar parámetros, para describir las distribuciones, utilizando los primeros cuatro L-momentos, calculados a partir de la muestra. En el Anexo 1 se presenta un cuadro resumen de las expresiones que relacionan a los L-momentos para calcular los parámetros de las distribuciones de probabilidad más utilizadas en análisis regionales de frecuencia.

### **Análisis regional de frecuencia mediante el método de los L-momentos**

Un análisis de frecuencia es una estimación de cuan frecuente un evento suele ocurrir. Usualmente la estimación de frecuencias de eventos extremos es de importancia, debido a que existen diferentes fuentes de incertidumbre de los procesos físicos que dan origen a los datos observados. Los métodos estadísticos reconocen la existencia de la incertidumbre y de sus efectos, con el fin de cuantificarlos (Hosking y Wallis, 1997).

Los procedimientos para realizar un análisis de frecuencia estadístico de un conjunto de datos son bien conocidos. Sin embargo suelen existir varias muestras de datos disponibles

para un análisis. Estas observaciones pueden ser, por ejemplo, de origen meteorológico o ambiental, de la misma variable y obtenidas en diferentes sitios de medición bajo diferentes condiciones. Si las distribuciones presentan similitud en las diferentes observaciones (datos), es posible obtener resultados más precisos utilizando todas las muestras en un análisis. En análisis ambientales este procedimiento es conocido como análisis regional de frecuencia, debido a que los datos utilizados corresponden a observaciones de la misma variable en una serie de lugares de medición dentro de una región o zona determinada. Así, los principios y procedimientos del análisis regional de frecuencia son aplicables cuando existan muestras, de la misma variable, provenientes de diferentes lugares dentro de una misma región (Hosking y Wallis, 1997).

Suponiendo que las observaciones se realizan en intervalos regulares de tiempo en una región determinada, se denomina a  $Q$  como la magnitud del evento que ocurre en un momento dado en un lugar específico. Así se considera a  $Q$  como una variable aleatoria que teóricamente puede tomar cualquier valor entre cero y el infinito. El fundamento del análisis estadístico de frecuencia se basa en la distribución de probabilidad de los posibles valores de  $Q$  (Hosking y Wallis, 1997). Se denomina  $F(x)$  la probabilidad de que el valor de  $Q$  no sea mayor que  $x$ , y se expresa como:

$$F(x) = P(Q \leq x)$$

$F(x)$  es la función de probabilidad de la distribución de frecuencia. La función inversa  $x(F)$ , es la función de densidad, asociada a los cuantiles de la distribución de frecuencia. Esta función inversa expresa la magnitud de un evento particular en términos de la probabilidad de no excedencia  $F$ . El cuantil asociado al periodo de retorno  $T$ , denominado  $Q_T$ , es la magnitud de un evento tan extremo que tiene probabilidad  $1/T$  de ser excedido por otro evento (Hosking y Wallis, 1997). Para eventos extremos de alta magnitud que se ubican en lo alto de la curva de la distribución de frecuencia,  $Q_T$  se expresa como:

$$Q_T = x\left(1 - \frac{1}{T}\right)$$

$$F(Q_T) = 1 - \frac{1}{T}$$

Para eventos extremos de baja magnitud que se ubican en la parte baja de la curva de la distribución de frecuencia, las expresiones de  $Q_T$  son las siguientes:

$$Q_T = x\left(\frac{1}{T}\right)$$

$$F(Q_T) = \frac{1}{T}$$

El objetivo del análisis de frecuencia es obtener estimaciones de cuantiles  $Q_T$  y probabilidades asociadas a diferentes periodos de retorno. Este periodo de retorno puede ser, por ejemplo, igual a la vida útil de una obra hidráulica. Generalmente el objetivo del análisis de frecuencia es estimar  $Q_T$  para un rango de periodos de retorno o para estimar la función de probabilidad. Si existen datos disponibles de un determinado sitio de monitoreo o estación de interés, los datos observados proveen una muestra de  $Q$ . En diversos análisis ambientales el tamaño de la muestra raramente es suficiente para estimar cuantiles de manera confiable. Generalmente un cuantil asociado a un determinado periodo de retorno puede ser estimado de manera confiable utilizando un registro de datos de longitud  $n$  solo si  $T \leq n$ . Sin embargo en diferentes aplicaciones de la ingeniería, basados en registros anuales, la condición antes mencionada no se satisface. Se han desarrollado diferentes metodologías para abordar este problema, utilizando fuentes de datos alternativos o adicionales. Una de estas metodologías es el análisis regional de frecuencia (Alvarez *et al.*, 1999).

El análisis regional de frecuencias se caracteriza por aumentar la cantidad de datos para el análisis en una determinada región de estudio utilizando datos de diferentes estaciones, siendo los datos de estos sitios de medición similares en las distribuciones de frecuencia. Sin embargo esto representa ciertos inconvenientes, ya que las distribuciones de frecuencia de los datos de diferentes estaciones no son exactamente iguales y además la magnitud de los eventos en las distintas estaciones puede no ser estadísticamente independiente. A pesar de estos inconvenientes, aplicando un análisis regional de frecuencia se pueden obtener estimaciones de cuantiles suficientemente precisas para diferentes aplicaciones (Hosking y Wallis, 1997). En este contexto existen diferentes investigaciones relacionadas con las propiedades de los algoritmos regionales de los momentos de probabilidad ponderados, que es un procedimiento de análisis regional de frecuencia basado en el método estadístico denominado momentos de probabilidad ponderados (Greis y Wood, 1981). El método de los algoritmos regionales de momentos ponderados por probabilidad entrega resultados precisos (Cunnane, 1988). Los L-momentos derivan de los momentos ponderados por probabilidad e incrementan la precisión de los cálculos (Hosking y Wallis, 1997).

### **Características y supuestos del análisis regional de frecuencias basado en los L-momentos**

#### **El análisis de frecuencia debe ser robusto:**

Los procedimientos del análisis estadístico de frecuencias postulan algunos tipos de modelos para explicar los procesos que generan los datos observados. En la mayoría de los estudios ambientales, los mecanismos de generación de datos son un proceso extremadamente complejo, por lo que no se puede considerar al modelo como exacto, es decir, no se puede considerar como una representación exacta de un fenómeno físico. Un modelo se considera como una aproximación de un fenómeno natural o físico. Por lo tanto, al ajustar los datos observados a un modelo estadístico, cualquier atributo poseído por un procedimiento de ajuste de modelo puede ser irrelevante. El procedimiento de ajuste debe entregar resultados de estimaciones de cuantiles que no sean afectados de manera

significativa cuando el proceso físico observado se desvía de las aproximaciones del modelo. Esta última cualidad define a un procedimiento de modelación como robusto (Hosking y Wallis, 1997).

### **Evaluación del proceso de análisis de frecuencia:**

Para establecer las propiedades del procedimiento del análisis de frecuencia, o para comparar dos o más procedimientos, se recomienda utilizar el método de simulación de Monte Carlo. La ventaja de utilizar datos obtenidos de simulaciones para analizar cuan adecuado es el procedimiento de modelación radica en que los cuantiles de las distribución de frecuencia son conocidos, por lo que se facilita determinar cuan bien se realiza el procedimiento de modelación. Esto no se puede realizar con métodos que utilizan solo datos observados (Okur y Sorman, 2000).

### **Importancia de la regionalización:**

La regionalización contempla la inclusión, en el análisis de frecuencia, de datos de diferentes estaciones o sitios de medición, los cuales son requeridos para la estimación de cuantiles. Al utilizar más información, en vez de utilizar una cantidad de datos provenientes solo de un sitio de medición, se obtiene una mayor precisión en la estimación de los cuantiles. Sin embargo, al utilizar más información es necesario especificar las relaciones entre las diferentes distribuciones de frecuencias de las diferentes estaciones (Dalrymple, 1960).

Se asume que las distribuciones de frecuencias de diferentes zonas son idénticas y que solo varían por un factor de escala. Esto quiere decir, que se asume que las diferentes estaciones de monitoreo o sitios de medición forman una región homogénea. Según Lettermaier y Potter (1985); Lettenmaier *et al.* (1987); Hosking (1988) y Potter y Lettenmaier (1990), citados por Hosking y Wallis (1997), incluso aunque una región sea moderadamente heterogénea, el análisis regional permite obtener aproximaciones más exactas de cuantiles que los calculados mediante los datos observados en una estación de monitoreo.

El análisis regional de frecuencia es útil cuando los sitios de medición que potencialmente formen una región, poseen distribuciones de frecuencias similares. El término región sugiere la selección de estaciones contiguas, sin embargo la cercanía entre las diferentes estaciones no es un único indicador de la similitud de las distribuciones de frecuencias de los diferentes sitios de medición que potencialmente formen una región (Hosking y Wallis, 1997).



### **Supuestos del análisis regional de frecuencias mediante los L-momentos**

De acuerdo con lo que plantean Hosking y Wallis (1997), los procedimientos estadísticos que se utilizan para determinar las distribuciones de frecuencia para distintas regiones mediante un análisis regional de frecuencia basado en los L-momentos contemplan los siguientes supuestos:

- 1) Los datos observados en las distintas estaciones poseen distribuciones idénticas.
- 2) Los datos observados en cada estación poseen independencia serial.
- 3) Las distribuciones de frecuencias de los datos observados solo varían por un factor de escala.
- 4) Los datos observados en las estaciones no presentan tendencia.

Los dos primeros supuestos son característicos de diferentes tipos de datos, especialmente de valores extremos o totales anuales, ya que estos no son afectados por la variabilidad estacional. La mayoría de los métodos de análisis de frecuencia se basan en el supuesto básico de que los eventos observados en el pasado son válidos para explicar los eventos que pueden ocurrir en el futuro, ya que los fenómenos físicos se comportan de manera constante en el tiempo. El cumplimiento de este supuesto puede ser amenazado cuando en los datos se evidencia una tendencia en el tiempo, como por ejemplo en las distribuciones de caudales que pueden ser afectadas por cambios en el uso de la tierra y la regulación artificial del caudal. Cuando esto sucede, los datos no estacionarios deben ser eliminados del análisis para que se cumpla el supuesto de que las distribuciones son idénticas (Hosking y Wallis, 1997).

Es posible que exista correlación entre datos obtenidos de estaciones cercanas. Eventos meteorológicos, como tormentas y sequías meteorológicas, generalmente se desarrollan en áreas lo suficientemente extensas como para abarcar más de una estación meteorológica, pudiéndose presentar correlación positiva.

Por otra parte, algunos tipos de datos, como la temperatura medida en grados Celsius, pueden tomar valores tanto positivos como negativos. Para estos tipos de datos no se recomienda el uso de los procedimientos asociados al análisis regional de frecuencia basado en los L-momentos, ya que el método es aplicable para datos con valores positivos (Hosking y Wallis, 1997).

## **Etapas del Análisis Regional de Frecuencia basado en los L-momentos**

El procedimiento a seguir para la aplicación del análisis regional de frecuencias basado en los L-momentos contempla generalmente cuatro pasos (Hosking y Wallis, 1997); los cuales son:

- 1) Análisis de datos (preparación y revisión de datos).
- 2) Identificación de regiones homogéneas.
- 3) Selección de la distribución de frecuencia regional.
- 4) La estimación de cuantiles (a nivel regional y/o de estación).

Una condición indispensable para desarrollar este análisis es que existan datos disponibles de un número significativo (al menos 5) de estaciones para la estimación de cuantiles a nivel regional y a nivel de las estaciones (Alvarez *et al.*, 1999). A continuación se describen los pasos y procedimientos asociados al análisis regional de frecuencias mediante el método de los L-momentos.

### **Análisis de datos:**

La primera etapa del análisis regional de frecuencias basado en los L-momentos consiste en la preparación de datos mediante la revisión e inspección de estos. Los diferentes tipos de errores asociados a los datos muestrales deben ser identificados para posteriormente eliminar los datos erróneos. En este contexto, se debe analizar la homogeneidad de las muestras, asumiendo que el fenómeno físico que se desea explicar mediante un modelo probabilístico es estacionario a través del tiempo y los datos no presentan correlación (Hosking y Wallis, 1997).

### **Revisión de datos:**

Un supuesto esencial de cualquier tipo de análisis estadístico es constatar que los datos sean apropiados para el análisis. Para un análisis de frecuencia, las muestras de datos provenientes de distintos sitios o estaciones deben representar fidedignamente los valores de la variable medida. Además todas las muestras de datos deben ser descritas por la misma distribución de frecuencia (Dalrymple, 1960). Un análisis preliminar de los datos es esencial para confirmar estos supuestos e identificar posibles errores procedentes de la adquisición de datos, los cuales deben ser eliminados (Alvarez *et al.*, 1999).

En análisis de frecuencia que utilizan datos ambientales, que tienen por objetivo ajustar una distribución, dos tipos de error son particularmente importantes. El primer error se asocia a que alguno(s) valor(es) de las muestras de datos sean incorrectos. El registro o traspaso

incorrecto de valores en las bases de datos puede producirse fácilmente, generando dudas sobre cualquier análisis de frecuencia. El segundo error se asocia a que las condiciones en que los datos son obtenidos cambien a través del tiempo. Los instrumentos de medición pueden ser movidos a diferentes ubicaciones. También estos pueden descalibrarse o sufrir algún tipo de falla, afectando directamente las mediciones (Hosking y Wallis, 1997).

Por lo general existen datos disponibles de algunos o varios sitios o estaciones para realizar un análisis regional de frecuencias. En este contexto deberían realizarse diferentes verificaciones de datos. Una importante corresponde a la revisión de los datos de cada estación separadamente. Esto permite identificar valores atípicos (*Outliers*) que pueden ser explicados por errores al traspasar o transcribir los datos de una fuente a otra. Otra verificación es la revisión de la posible existencia de tendencias y cambios en los datos. Esto se puede analizar comparando los datos de diferentes estaciones mediante la aplicación de una medida de discordancia. Si una estación en particular presenta discordancia con respecto a un grupo de estaciones similares pueden existir errores en los datos (Wallis *et al.*, 1991).

#### **Identificación de regiones homogéneas:**

Generalmente en un análisis regional de frecuencia mediante L-momentos que involucra el análisis de datos de diferentes estaciones, la identificación de regiones homogéneas es usualmente un proceso complejo basado en la subjetividad. El objetivo de esta etapa es formar grupos de estaciones que satisfagan las condiciones de homogeneidad, es decir, que posean distribuciones de frecuencia idénticas que varíen solo por un factor de escala en los diferentes sitios o estaciones (Okur y Sorman, 2000).

Esta etapa consiste en la asignación de las diferentes estaciones a distintas regiones, es decir, la división de un conjunto de estaciones en distintas regiones. Una región se forma con estaciones que poseen distribuciones de frecuencias similares, consideradas aproximadamente idénticas. La región es la unidad fundamental del análisis regional de frecuencias. Las regiones no necesariamente deben cumplir estrictamente con los criterios de homogeneidad establecidos para el análisis regional de frecuencia basado en los L-momentos. Una homogeneidad aproximada basta para asegurar que el análisis regional de frecuencias es más preciso que un análisis de frecuencia individual o no regional. La homogeneidad de una región propuesta debe ser analizada mediante el cálculo y comparación de un resumen de estadígrafos de las diferentes estaciones que la formen. Las características que definen a las distribuciones de probabilidad asociadas a las distintas estaciones, deben poseer valores similares para la formación de una región. Así las características de las estaciones que se deben incorporar en un análisis dependen del tipo de dato o variable que será analizada. Generalmente la latitud y la longitud son características de las estaciones que se utilizan para sustituir características no medidas (Hosking y Wallis, 1997).

## **Métodos comúnmente utilizados para formar regiones**

### **Geográfico**

Mediante este método las regiones usualmente son formadas por un conjunto de estaciones contiguas. Generalmente la formación de regiones se basa en áreas administrativas (Natural Research Council, 1975) o características físicas del área de estudio (Matalas *et al.*, 1975). Aunque existe la posibilidad de modificar los límites de las regiones en consideración al modelo que se ajuste. Esta aproximación se considera arbitraria y subjetiva (Hosking y Wallis, 1997).

### **Partición Subjetiva**

En algunos estudios específicos, particularmente en áreas geográficas pequeñas, la formación de regiones homogéneas se basa en criterios subjetivos asociados a las características de las áreas donde se encuentran ubicadas las estaciones de monitoreo. Existen estudios donde se han formado regiones homogéneas agrupando estaciones teniendo como base los promedios de precipitación anual (Schafer, 1990).

### **Análisis Cluster**

El análisis *cluster* es el método estadístico multivariable estándar utilizado para dividir un grupo de datos en diferentes grupos. Generalmente se utiliza para formar regiones en análisis de frecuencia. Un vector de datos es asociado a cada estación, y las estaciones son particionadas en diferentes grupos, dependiendo de la similitud entre sus vectores de datos. El vector de datos de cada estación puede incluir las estadísticas, características o combinaciones entre ambas. Se considera al análisis *cluster* basado en características de las estaciones como el método más práctico para formar regiones a partir de un gran número de datos o estaciones (Romesburg, 2004).

Los resultados obtenidos del análisis *cluster* no se consideran como finales. Usualmente se realizan modificaciones y refinamientos de las regiones obtenidas sobre la base de ajustes subjetivos para mejorar la coherencia física de las regiones y reducir la heterogeneidad. Se recomiendan diferentes tipos de ajustes en las regiones (Hosking y Wallis, 1997):

- Trasladar una estación o un grupo de estaciones a otra región.
- Borrar una estación o algunas estaciones de la base de datos utilizada.
- Subdividir regiones.
- Eliminar una región, asignando las estaciones a diferentes regiones.
- Fusionar la región con otra región.
- Fusionar dos o más regiones.
- Utilizar más datos y redefinir regiones.

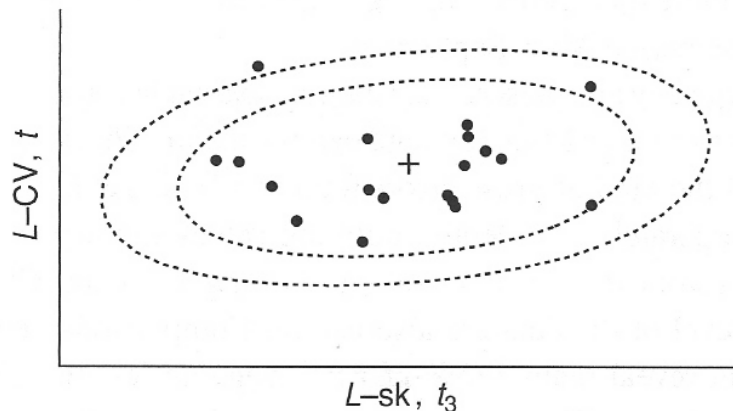
Existen otros métodos multivariable que han sido utilizados para formar regiones, como el análisis de componentes principales (utilizado para el análisis de caudales máximos

anuales). Sin embargo estos se basan en las estadísticas de cada estación por separado y no relacionan directamente las distribuciones de frecuencia (White, 1975).

### Indicador de Discordancia

El indicador de discordancia se utiliza para identificar una o más estaciones altamente discordantes respecto a un grupo de estaciones. La discordancia se mide en términos de los L-momentos de las diferentes estaciones. Este indicador es útil para un filtrado inicial de datos, resaltando estaciones de monitoreo donde debiese realizarse un análisis de calidad de datos más exhaustivo. Además el indicador de discordancia se puede utilizar para dos objetivos. El primero es identificar estaciones discordantes en una extensa área geográfica. El segundo es para la formación de regiones homogéneas, lo cual se realiza moviendo estaciones discordantes de una región a otra, formando nuevas regiones o segregando algunas (Alvarez *et al.*, 1999).

Considerando las razones muestrales de los L-momentos (L-CV, L-SK o L-K) de una estación como un punto en el espacio, un grupo de estaciones tiende a formar una nube de puntos. Se considera a un punto (estación) discordante si se encuentra altamente distante del centro de la nube de puntos (Hosking y Wallis, 1997).



**Figura 4.** Diagrama representativo del indicador de discordancia basado en los L-momentos L-CV y L-SK. (Fuente: Hosking y Wallis, 1997).

En la Figura 4 se observa un diagrama basado en L-CV y L-SK. El centro de la nube de puntos se identifica con el signo +, el cual está formado por las coordenadas de los promedios de L-CV y L-SK. Además se observan dos elipses concéntricas, las que ejemplifican las regiones críticas de discordancia dadas por la matriz de covarianza muestral de los ratios muestrales de los L-momentos de las estaciones. Los puntos (estaciones) discordantes son las que se ubican fuera de la elipse externa. El indicador de discordancia basado en los L-momentos, según lo planteado por Hosking y Wallis (1997), se expresa como:

$$D_i = \frac{1}{3} N(u_i - \bar{u})^T A^{-1} (u_i - \bar{u})$$

En donde:

$$u_i = [t^{(i)} t_3^{(i)} t_4^{(i)}]^T$$

$$\bar{u} = N^{-1} \sum_{i=1}^N u_i$$

$$A = \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T$$

N representa el número de estaciones que formen a un grupo en análisis. El vector transpuesto formado por  $t$ ,  $t_3$  y  $t_4$  del sitio  $i$  se expresa como  $u_i$ . Por otra parte,  $\bar{u}$  es el promedio del grupo de estaciones y  $A$  se define como la matriz de la suma de los cuadrados y productos cruzados. La región crítica del indicador de discordancia  $D_i$  depende del número de estaciones que formen una región (Hosking y Wallis, 1997). Los valores de  $D_i$  sugeridos para considerar una estación discordante se muestran en el Cuadro 1.

**Cuadro 1.** Valores críticos del indicador de discordancia  $D_i$  basado en los L-momentos.

Numero de estaciones en la región	Valor critico de $D_i$
5	1.333
6	1.648
7	1.917
8	2.140
9	2.329
10	2.491
11	2.632
12	2.757
13	2.869
14	2.971
$\geq 15$	3

(Fuente: Hosking y Wallis, 1997).

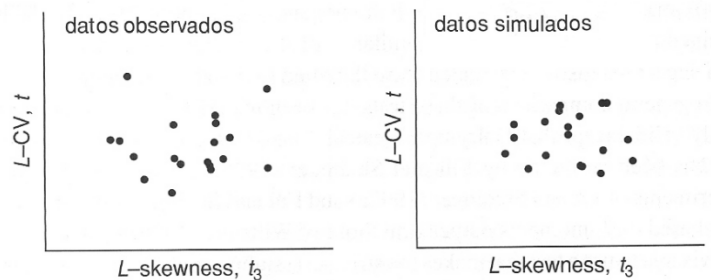
### Indicador de Homogeneidad

Después de formar agrupaciones de estaciones, es necesario confirmar la homogeneidad de cada región para, por ejemplo, determinar si dos o más regiones se pueden unir para formar otra. La hipótesis sobre la que se basa el concepto de homogeneidad es que las

distribuciones de frecuencia asociadas a cada estación son las mismas y que solo varían por un factor de escala (Dalrymple, 1960).

El indicador de homogeneidad H1 basado en los L-momentos se utiliza para evaluar si las regiones propuestas pueden ser consideradas como homogéneas. Si una región no es considerada homogénea es necesario considerar realizar modificaciones en la región. Así una región no homogénea puede ser dividida en dos o más regiones, algunas estaciones pueden ser removidas de la región o se puede formar la región con otras estaciones. La heterogeneidad en una región puede ser causa de la presencia de un número pequeño de estaciones con valores atípicos de la variable medida. En estos casos se debe examinar las características de las zonas donde se encuentran ubicadas las estaciones con valores atípicos. Pueden reasignarse las estaciones con valores atípicos a una región donde sean normales. Sin embargo suele ocurrir que no existen explicaciones físicas de por qué algunas estaciones con valores atípicos debieran ser diferentes al resto de las estaciones de la región. Esto puede ser explicado por la ocurrencia de eventos climáticos específicos en algunas zonas. En estos casos se recomienda utilizar el argumento físico por sobre el estadístico y conservar la(s) estación(es) en la región de acuerdo a las características físicas (Hosking y Wallis, 1997).

El objetivo del indicador de homogeneidad es determinar el grado de homogeneidad de un grupo de estaciones para evaluar si pueden ser consideradas como una región homogénea. Específicamente el indicador de homogeneidad compara las variaciones de los L-momentos muestrales de cada grupo de estaciones consideradas como una región homogénea a partir del empleo de técnicas de simulación de datos. Además, este indicador permite establecer si las variaciones en algunas estaciones son fortuitas o si existe tendencia de heterogeneidad. Este indicador se basa en L - coeficiente de variación (L-CV), utilizando la varianza ponderada de L-CV de cada una de las estaciones de la región. En una región homogénea todas las razones muestrales de los L-momentos de cada estación son diferentes, debido a la variabilidad de las muestras (Alvarez *et al.*, 1999).



**Figura 5.** Diagramas representativos de la dispersión de los L-momentos L-CV y L-SK. Comparación entre datos observados y datos simulados. (Fuente: Hosking y Wallis, 1997). De acuerdo a la Figura 5, una evaluación de la dispersión de las razones de los L-momentos se puede obtener mediante un gráfico de L-SK versus L-CV observados y L-SK versus L-CV simulados. Se pueden obtener medidas numéricas de dispersión basados en las gráficas, es decir, la distancia promedio entre el punto graficado asociado a una estación y el punto

promedio del grupo de estaciones. Para obtener una mayor variabilidad de los L-momentos en muestras pequeñas, los promedios deben ser ponderados proporcionalmente de acuerdo a la longitud del registro de datos de cada estación. La medida de dispersión de las razones de los L-momentos es la desviación estándar de L-CV, ponderada proporcionalmente de acuerdo a la longitud del registro de datos de las estaciones. Para determinar cuál debería ser el comportamiento de una región homogénea (sobre la base de los valores de los L-momentos) se deben realizar simulaciones repetidas sobre la base de los datos de las estaciones que forman la región, utilizando periodos de tiempo iguales a la de los registros de los datos observados. El indicador de homogeneidad compara la variabilidad de los L-momentos observados de las estaciones con la variabilidad de los L-momentos simulados, ajustando la distribución kappa de 4 parámetros mediante la técnica de simulación de monte carlo (Anli *et al.*, 2007). De esta manera se puede obtener el promedio y la desviación estándar de la medida de dispersión. El número de simulaciones recomendado para obtener estimaciones confiables es de 500 (Alvarez *et al.*, 1999). Según lo planteado por Hosking y Wallis (1997), para comparar la dispersión de los datos observados con los datos simulados se recomienda el uso del siguiente estadígrafo

$$E = \frac{(DO - PS)}{DES}$$

En donde:

DO: Dispersión observada.

PS: Promedio de las simulaciones.

DES: Desviación estándar de las simulaciones.

Un valor alto de este estadígrafo indica que las razones de los L-momentos observados poseen una mayor dispersión. Generalmente para realizar la simulación de datos se utiliza la distribución kappa, la que para ciertos valores, toma la forma de diferentes distribuciones conocidas, como: la distribución logística generalizada, la distribución generalizada de valores extremos y la distribución generalizada de Pareto, por lo que es capaz de representar distintas distribuciones ampliamente utilizadas en ciencias ambientales. Suponiendo que una región homogénea propuesta está formada por N estaciones, en donde el sitio i tiene una longitud de registro  $n_i$  y los ratios muestrales de los L-momentos están definidos como  $t^i$ ,  $t_3^i$  y  $t_4^i$ , se definen como los promedios regionales ponderados por la longitud de los registro de L-CV, L-SK y L-K como  $t^R$ ,  $t_3^R$  y  $t_4^R$  respectivamente (Hosking y Wallis, 1997), y de forma general se expresa como:

$$t^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}$$



La desviación estándar ponderada de los L-CV muestrales se define como:

$$V = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - t^R)^2}{\sum_{i=1}^N n_i} \right\}^{\frac{1}{2}}$$

Las simulaciones basadas en la distribución kappa permiten obtener valores de  $V$  para cada región simulada. Además con las simulaciones se puede determinar el promedio y la desviación estándar de  $V$  ( $\mu_V$  y  $\sigma_V$ ). Según lo planteado por Hosking y Wallis (1997), el indicador de homogeneidad se expresa como:

$$H = \frac{(V - \mu_V)}{\sigma_V}$$

Se considera una región homogénea si  $H < 1$ , posiblemente heterogénea si  $1 < H < 2$  y heterogénea si  $H > 2$ . Sin embargo estos valores no son estrictos (Hosking y Wallis, 1997).

### **Selección de la distribución de frecuencia**

Después de la identificación de regiones homogéneas, se procede a la selección de una distribución de frecuencia que caracterice apropiadamente a la región. Este procedimiento comúnmente se aborda mediante la aplicación de un test de bondad de ajuste. Esto implica el procesamiento de los datos estadísticos y un análisis de la consistencia de estos valores. Lo antes mencionado se aplica para el análisis regional de frecuencia, siempre que se cumplan dos supuestos. El primero supuesto es que los datos utilizados no sean una muestra aleatoria simple, sino que un conjunto de muestras obtenidas de diferentes estaciones. El segundo supuesto es que mediante la distribución seleccionada se puedan calcular estimaciones de cuantiles sólidas.

En un análisis de frecuencia se ajusta una distribución a los datos de diferentes estaciones que representan distintas zonas. Generalmente una región representada por varias estaciones presenta algún grado de heterogeneidad, por lo que no existe una única distribución que represente cabalmente a la distribución exacta de cada una de las diferentes estaciones. En este contexto un análisis de este tipo está enfocado a identificar una distribución que permita estimar cuantiles de la mejor forma posible.

En análisis de eventos extremos, como inundaciones y sequías las estimaciones de cuantiles en las colas de la distribución son de gran relevancia. Esta consideración puede ser

relevante al momento de seleccionar una distribución de frecuencia para realizar cálculos en una determinada región.

Para seleccionar la distribución a utilizar, se debe evaluar el desempeño de cada una de las distribuciones candidatas, evaluando cómo se ajustan a los datos a las distribuciones. Las distribuciones de frecuencia más comúnmente utilizadas en análisis de frecuencia basados en los L-momentos son la Logística Generalizada, Generalizada de Valores Extremos, Generalizada de Pareto, Normal y Pearson tipo 3. Si más de una distribución se ajusta adecuadamente a los datos, es razonable seleccionar cualquiera de las que se ajusten adecuadamente (Okur y Sorman, 2000).

### Prueba de bondad de ajuste: Estadígrafo Z

Existen diferentes métodos para evaluar la bondad de ajuste de una distribución asociada a los datos de una muestra como por ejemplo, el test chi cuadrado y el test Kolmogorov-Smirnov. Estos se basan en los momentos ponderados por probabilidad y en los L-momentos y pueden ser adaptados para utilizarse en análisis de regiones específicas. Para el caso de los L-momentos existe un estadígrafo basado en la dispersión de  $t_3$  y  $t_4$  (Cong *et al.*, 1993), el cual se relaciona con diferentes distribuciones. Sin embargo, según lo planteado por Hosking y Wallis (1997), se recomienda utilizar un estadígrafo que relaciona directamente los promedios regionales de los L-momentos, denominado estadígrafo Z. Este se basa en los L-momentos L-sesgo y L-curtosis (Anli *et al.*, 2007). Mediante una prueba de bondad de ajuste basada en el estadígrafo Z se comprueba objetivamente cuando un conjunto de distribuciones se ajusta a los datos aceptablemente (Alvarez, *et al.*, 1999). De esta forma se puede desestimar el uso de ciertas distribuciones que no se ajusten aceptablemente, pero este indicador por sí solo no tiene la capacidad para identificar a una distribución como la mejor (Hosking y Wallis, 1997).

La bondad de ajuste basada en el estadígrafo Z determina si la medida de L-sesgo y L-curtosis simulados de una determinada región homogénea se ajustan adecuadamente a L-sesgo y L-curtosis de los datos observados. Es así como según lo planteado por Hosking y Wallis (1997), la expresión del estadígrafo Z es la siguiente:

$$Z^{DIST} = \frac{(\tau_4^{DIST} - \bar{t}_4 + B_4)}{\sigma_4}$$

En donde:

$$\sigma_4 = \left[ (N_{sim} - 1)^{-1} \left\{ \sum_{m=1}^{N_{sim}} (t_4^{[m]} - t_4^R)^2 - N_{sim} B_4^2 \right\} \right]^{1/2} \text{ (Desviación estándar de L-curtosis regional).}$$

$$B_4 = N_{sim}^{-1} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (t_4^{[m]} - t_4^R) \text{ (Sesgo de L-curtosis regional).}$$

$\tau_4^{DIST}$  = L-curtosis de la distribución.

$\bar{t}_4$  = L-curtosis regional.

Las expresiones relacionadas con las distribuciones se obtienen de acuerdo a la simulación para cada una de las cinco distribuciones mencionadas anteriormente. Según lo planteado por Hosking y Wallis (1997), se considera que el ajuste de una distribución es aceptable o adecuado si el valor del estadígrafo  $Z$  es cercano a cero. En este contexto, un valor razonable es el asociado al grado de significancia del 90%, es decir,  $|Z^{DIST}| \leq 1.64$ .

### Estimación de probabilidades y cuantiles

La estimación de la distribución de frecuencia para una región homogénea puede realizarse estimando la distribución de cada estación separadamente para posteriormente combinar estas estimaciones, obteniéndose los promedios regionales. Un método eficiente para realizar estos cálculos es el de las combinaciones mediante los estadígrafos de los L-momentos. Este procedimiento se denomina algoritmo de regionalización de los L-momentos. De esta manera, mediante las expresiones que relacionan los L-momentos con distintas distribuciones de probabilidad se pueden ajustar distribuciones a los datos y obtener estimaciones de probabilidades, cuantiles y periodos de retorno para cada región homogénea (Alvarez *et al.*, 1999).

Los promedios muestrales de  $l_1$  y los ratios muestrales de los L-momentos  $t^R$ ,  $t_3^R$  y  $t_4^R$  regionales (L-CV, L-sesgo y L-curtosis), basados en los L-momentos de la muestra de cada estación o sitio de medición, se calculan mediante las siguientes expresiones (Hosking y Wallis, 1997).

$$t^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}$$

$$t_r^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t_r^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}$$

En donde:

$n_i$  = Longitud del registro de cada estación de monitoreo.

$t^{(i)}$  = L-coeficiente de variación de cada estación de monitoreo.

$t_r^R$  = L-momentos (L-sesgo y L-cutosis) de cada estación de monitoreo.

Según lo planteado por Hosking y Wallis (1997), estableciendo el valor de la media regional como 1, es decir  $l_1^R = 1$ , se ajustan los L-momentos de las diferentes distribuciones, teniendo como base los L-momentos regionales. La función de cuantiles de la distribución de frecuencia ajustada ( $\hat{q}$ ) es descrita mediante las expresiones mencionadas anteriormente. Los valores de los cuantiles de cada estación  $i$  se determinan utilizando las estimaciones  $\mu_i$  y  $q$ . De esta manera la expresión utilizada para la estimación de cuantiles asociados a una probabilidad de no excedencia  $F$  es la siguiente.

$$\hat{Q}_i(F) = l_1^{(i)} \hat{q}(F; l_1^R; t^R; t_r^R)$$

### **Generación de cartografía sobre la base de los L-momentos**

Después de formar regiones homogéneas que satisfagan los criterios de homogeneidad, y de determinar cuál es la distribución de mejor ajuste, sobre la base del estadígrafo  $Z$  basado en los L-momentos y otros criterios complementarios, se procede al cálculo de cuantiles regionales y a nivel de estación. Sin embargo para utilizar los L-momentos para la generación de cartografía es necesario realizar ciertas adaptaciones que relacionen a los L-momentos con una determinada variable y estimar la distribución espacial de los L-momentos. Para este procedimiento se requieren mapas continuos de una variable, la cual se utiliza como variable auxiliar para las estimaciones espaciales de los L-momentos. Se han identificados diversos predictores matemáticos para describir el comportamiento regional de L-coeficiente de variación y L-sesgo en función de la precipitación media anual. Esta variable posee la característica de explicar adecuadamente las variaciones espaciales de los L-momentos (Barker *et al.*, 2007).

En análisis regionales de frecuencia mediante el método de los L-momentos para generación de cartografía, generalmente se ajustan las diferentes distribuciones utilizando parámetros que se basan en los valores de L-coeficiente de variación y L-sesgo. Es por esto que para generar cartografías probabilísticas es necesario estimar las variaciones espaciales de L-coeficiente de variación y L-sesgo. Finalmente, mediante la aplicación de los procedimientos mencionados anteriormente, es posible obtener mapas continuos de probabilidades y periodos de retorno en análisis basados en precipitaciones (Shaefer *et al.*, 2002)

Según lo planteado por Barker *et al.* (2007), las expresiones que relacionan las razones de L-momentos con la precipitación media anual utilizadas para obtener estimaciones espaciales de L-coeficiente de variación y L-sesgo, son las siguientes:

$$L - momento = \alpha e^{-\beta(PMA)} + \delta$$

$$L - momento = \alpha + \beta(LN[PMA])$$

$$L - momento = \alpha(PMA)^2 + \beta(PMA) + \delta$$

En donde:

L-momento = L-coeficiente de variación o L-sesgo.

PMA = Precipitación media anual.

Los parámetros  $\alpha$ ,  $\beta$  y  $\delta$  se calculan mediante ajustes entre los L-momentos (L-coeficiente y L-sesgo) y la precipitación media anual.

## MATERIALES Y MÉTODOS

### Materiales

La zona de estudio abarcó a las Regiones de Valparaíso y Metropolitana. Estas regiones poseen una ubicación geográfica aproximada entre los 32° y 34° de latitud Sur y entre los 72° y 70° de longitud Oeste, abarcando una superficie de 31.744,9 km<sup>2</sup>.

Los materiales que se utilizaron en el análisis regional de frecuencia basado en los L-momentos para la generación de cartografía probabilística de sequía meteorológica y cálculo de cuantiles regionales y a nivel de estación, fueron los siguientes:

- Datos de precipitación mensual y diario en milímetros, obtenidos de la Dirección General de aguas (DGA) y de la Dirección Meteorológica de Chile (DMC). De un total 153 estaciones disponibles fueron utilizadas 97, 60 de la Región de Valparaíso Región Metropolitana y 37 de la Región Metropolitana (Para más detalles de las estaciones ver Apéndice I).
- Cartografía digital (límites regionales) de las regiones de Valparaíso y Metropolitana.
- Imágenes de precipitación media anual de las regiones de Valparaíso y Metropolitana en formato raster escala 1:1.000.000 (FIA, 2005).
- Software estadístico (Minitab).
- Software de sistemas de información geográfica (Idrisi y Arcview).
- Códigos Fortran de L-Momentos (X-fit y X-test).
- Software para editar archivos Fortran (EditPad Lite).
- Software ARF-CAZALAC (L-Momentos).
- Software L-RAP (L-Momentos)
- Software Microsoft SQL Server.
- Software Microsoft Office.

Cabe mencionar que este trabajo se desarrolló como parte de un proyecto conjunto entre CAZALAC y el IWR (Institute of Water Resources) del cuerpo de ingenieros de la armada de Estados Unidos. Estas instituciones brindaron apoyo tecnológico. Además CAZALAC gestionó la obtención de los datos de precipitaciones, los cuales fueron facilitados por la Dirección Meteorológica de Chile y la Dirección General de Aguas.

## Métodos

Para la generación de los mapas de sequía meteorológica, en las regiones de Valparaíso y Metropolitana, se utilizó el denominado análisis regional de frecuencia mediante el método de los L-momentos.

La aplicación del método antes mencionado se desarrolló en cuatro etapas, las cuales fueron:

1. Análisis de Datos: Preparación de datos y construcción de una base de datos de precipitación mensual para las Regiones de Valparaíso y Metropolitana.
2. Delimitación de regiones homogéneas de precipitación.
3. Selección de distribuciones de probabilidad y cálculo de magnitudes de sequía (cuantiles) y L-momentos.
4. Generación de mapas de sequía meteorológica en base a los L-Momentos.

A continuación se describe detalladamente cada una de las cuatro etapas del análisis regional de frecuencia mediante el método de los L-momentos para la generación de cartografía probabilística de sequía meteorológica en las regiones de Valparaíso y Metropolitana.

### **Preparación de datos y Construcción de una base de datos de precipitación mensual para las Regiones de Valparaíso y Metropolitana**

En esta etapa se procedió a analizar y preparar los datos de precipitación disponibles con el fin de determinar el uso de estos en el análisis. Además se determinó la confiabilidad de los datos, detectando valores atípicos o anormales (*Outliers*). Para tal efecto, se eliminaron algunos registros de precipitación incompletos. De esta forma se generaron series de precipitación mensual y anual en milímetros.

La construcción de la base de datos de precipitación consistió en identificar registros mensuales con datos diarios de precipitación ausentes o incompletos para calificar al mes correspondiente como nulo (dato ausente). Las series anuales de precipitación se calcularon mediante la sumatoria de los valores mensuales y en caso de que existieran menos de doce meses de registro en una estación y año, el valor de precipitación anual se consideró como dato ausente (Hosking y Wallis, 1993). Así, las estaciones con menos de 15 años de registro fueron descartadas. Todos estos procedimientos se realizaron mediante los comandos de las tablas dinámicas del programa Microsoft Excel.

Posteriormente se realizó un análisis exploratorio de datos mediante la generación de un conjunto de indicadores estadísticos descriptivos y gráficas de control. Se obtuvieron indicadores de tendencia central, indicadores de dispersión, gráficas de caja (*box plots*), histogramas de frecuencia y gráficas de valores puntuales. Todos estos indicadores se utilizaron con el fin de identificar valores atípicos o anómalos, en los montos de precipitación. Los valores atípicos o anómalos se definieron como observaciones numéricamente distante 1,5 veces el valor del rango intercuartil de los cuartiles 1 y 3 (UNESCO, 2006). Este procedimiento se realizó mediante el programa Minitab 14, el cual permitió generar los diferentes tipos de gráficas para identificar visualmente valores atípicos de precipitación.

Por otra parte, se aplicaron diferentes test estadísticos a las series de precipitación con el fin de confirmar dos supuestos básicos para desarrollar un análisis regional de frecuencia mediante L-momentos. El primer supuesto es que las series de precipitación no presentan tendencia a disminuir o aumentar en el tiempo, el supuesto segundo es que los datos a través del tiempo son independientes, es decir no están correlacionados. Estos supuestos fueron utilizados para comprobar si la precipitación anual se comporta como un modelo estocástico estacionario y puede ser definida por una distribución de probabilidades obtenida de una serie de datos independientes, donde el promedio, la varianza y otros momentos estadísticos son invariantes a desplazamientos temporales (Dahmen y Hall, 1990). Los supuestos se comprobaron mediante el test de Mann-Kendall y la estadística de pendiente del seno (Salmi *et al.*, 2002), y el test Durbin-Watson (Helsel y Hirsch, 2002) para identificar correlación positiva. Estos test estadísticos se aplicaron mediante el software Minitab 14, la planilla Excel y la planilla Excel Makesens para análisis de tendencia.

Posteriormente se realizó un agrupamiento preliminar de estaciones mediante un análisis de conglomerados o análisis *cluster*, el cual consiste en agrupar objetos, como estaciones meteorológicas, en base de medidas de similitud en función de variables preconcebidas que mejor caractericen a la población en estudio (IWR, 2008). Las variables utilizadas en el análisis se mencionan en el Cuadro 2.



**Cuadro 2.** Variables utilizadas en el agrupamiento preliminar de estaciones mediante el análisis de conglomerados *o cluster*.

<b>Variables Análisis Conglomerados o Cluster</b>	
Variable	Unidad
Precipitación media anual	Milímetros
Sesgo	Adimensional
Curtosis	Adimensional
Coordenadas UTM N	Metros
Coordenadas UTM E	Metros
Altitud	Metros

La combinación de cálculo que se utilizó en el análisis de conglomerados consideró el método de vinculación de *Ward* la medición de la distancia Euclidiana, estandarización de variables y un número de conglomerados a obtener igual 5 en la Región de Valparaíso y a 4 en la Región Metropolitana, de acuerdo a los tipos de climas existentes en las regiones. Todos los procedimientos del análisis de conglomerados se realizaron mediante el programa Minitab 14, obteniéndose un dendrograma de conglomerados.

Finalmente se procedió a analizar la consistencia de las series de precipitación entre las estaciones de cada conglomerado, con el fin de refinar las agrupaciones de estaciones obtenidas del análisis *cluster*. Para esto se utilizó la metodología de la curva de doble masa o curva doble acumulada. Esta metodología requiere que se rellenen los datos ausentes en la estación a contrastar con una estación patrón, determinando datos ausentes por medio de interpolación lineal. Este relleno de datos se realizó sólo para construir las curvas doble acumuladas y en ningún otro análisis se utilizaron datos rellenos. Las estaciones patrón fueron seleccionadas como la de más largo registro de precipitación en cada conglomerado. Se determinó la consistencia de cada estación respecto a la estación patrón, y por lo tanto su pertenencia a cada conglomerado, mediante ajustes de regresiones lineales (UNESCO-ROSTLAC, 1982). Este procedimiento se realizó mediante los comandos de las tablas dinámicas del programa Microsoft Excel.

### **Delimitación de regiones homogéneas de precipitación**

En esta etapa se procedió a delimitar regiones homogéneas de precipitación, respecto a las distribuciones de frecuencias de precipitación anual. Así, se consideraron como base las agrupaciones de estaciones obtenidas en la etapa anterior. En este contexto, se realizó una comparación entre los resultados obtenidos, bibliografía y atlas climáticos regionales. Esto consistió en identificar a las estaciones que se ubican dentro de las diferentes zonas climáticas y compararlas con los resultados de las agrupaciones de estaciones obtenidas anteriormente. Las fuentes de información utilizadas fueron los tipos de clima definidos por la Dirección meteorológica de Chile y la clasificación de ecorregiones de Chile, definida

por las Variedades Específicas y Generales de KÖPPEN (Gastó *et al.*, 1993; Villate, 2007; Segovia, 2003). Este procedimiento permitió realizar un refinamiento de las agrupaciones de estaciones (obtenidas del análisis de conglomerados) y la obtención de nuevas agrupaciones de estaciones. Posteriormente se realizaron los cálculos de los indicadores de discordancia y homogeneidad.

El indicador de discordancia mide la similitud entre las distribuciones de frecuencia de las estaciones de cada conglomerado, visualizada en términos de los L-momentos, detectando las estaciones que difieren significativamente del resto en función de las variables L-CV, L-Sesgo y L-Curtosis. Así se calcularon los valores del indicador, el cual es comparado con un valor crítico que depende del número de estaciones de cada conglomerado. Para el cálculo del indicador de homogeneidad se utilizó el indicador H1 basado en L-CV, el cual presenta mayor poder discriminatorio (Hosking y Wallis, 1997).

Los cálculos de los indicadores de Discordancia y Homogeneidad se realizaron mediante la ejecución de códigos Fortran (X-Test y X-Fit), los cuales se editaron mediante el programa computacional EditPad lite. La edición de los códigos fortran implicó la creación de diferentes archivos que incluyeran los datos de precipitación anual de cada una de las diferentes estaciones de cada región analizada.

Finalmente cabe mencionar que cada región homogénea de precipitación fue formada teniendo en cuenta el criterio de un número mínimo de 5 estaciones por cada región, con el fin de obtener estimaciones sólidas de L-momentos (Hosking y Wallis, 1997).

### **Selección de distribuciones de probabilidad y cálculo de magnitudes de sequía (cuantiles) y L-momentos**

En esta etapa se procedió al cálculo y selección de la distribución de probabilidad que mejor se ajustara a cada combinación de eventos de precipitación mensual a partir de los meses de Abril y Julio, con duraciones 3, 6, 12, 18, 24, 30 y 36 meses. Para determinar el grado de ajuste de las distribuciones de probabilidad se utilizó el estadígrafo Z (Hosking y Wallis, 1997).

Se asume que la distribución de probabilidad es la misma para cada una de las estaciones (que solo varía por un factor de escala) con las que se formaron las distintas regiones homogéneas de precipitación (Hosking y Wallis, 1997). En los casos que se obtuvo más de una distribución de probabilidad que se ajustara adecuadamente, de acuerdo al estadígrafo Z para una determinada combinación de región homogénea, mes de inicio y duración, se aplicó el criterio de seleccionar la distribución de probabilidad que fue aceptada más frecuentemente en cada combinación, para posteriormente utilizar esta distribución para el cálculo de cuantiles y en la generación de mapas. (Hosking y Wallis, 1997). Las distribuciones ajustadas y analizadas de acuerdo al estadígrafo Z corresponden a las utilizadas comúnmente en análisis de frecuencia mediante el método de los L-momentos.

Estas fueron las distribuciones Logística Generalizada, Generalizada de Valores Extremos, Generalizada de Pareto, Normal y Pearson tipo 3.

Los cuantiles se definen como los montos de precipitación asociados a una determinada probabilidad. Es así como los cuantiles dependen directamente de la función de probabilidad. En este contexto se determinaron cuantiles regionales, que tienen una magnitud adimensional, y los cuantiles asociados a cada estación. También se calcularon los L-momentos (L-coeficiente de variación y L-sesgo) asociados a las distintas combinaciones para posteriormente utilizarlos en la generación de la cartografía probabilística de sequía meteorológica.

Todos los procedimientos descritos se realizaron mediante las tablas dinámicas del programa Microsoft Excel y programas computacionales que se basan en la metodología probabilística de los L-momentos (Hosking, 1990), los cuales fueron: códigos Fortran, el programa ARF-CAZALAC y el programa L-RAP. Este último permitió identificar a las distribuciones que se ajustaron adecuadamente a las series de datos de acuerdo al estadígrafo Z. Además mediante este programa fue posible estimar los parámetros (basados en L-momentos) de las distribuciones, las curvas de cuantiles y los cuantiles regionales para todas las combinaciones. Los cuantiles a nivel de estación fueron calculados multiplicando los cuantiles regionales por el factor de escala asociado a cada estación, es decir, la precipitación media de cada estación asociada a los distintos periodos analizados. El programa L-RAP permitió calcular los valores de L-coeficiente de variación y L-sesgo para cada estación, y además los valores de estas expresiones de cada una de las regiones homogéneas para las distintas combinaciones de mes de inicio y duración.

### **Generación de cartografía probabilística de sequía meteorológica mediante el uso de L-Momentos**

Para la generación de los mapas de sequía meteorológica se utilizó la función de probabilidad de mejor ajuste seleccionada para cada región homogénea de precipitación, sobre la base del estadígrafo Z basado en los L-Momentos. Además se utilizó como base una imagen raster de precipitación media anual (FIA, 2005), para calcular la variabilidad espacial de los L-momentos en la zona de estudio y poder estimar las probabilidades asociadas a los eventos de sequía meteorológica. Esta variable auxiliar tiene una buena capacidad explicativa de los L-Momentos (Hosking y Wallis, 1997). Utilizando los valores de los L-momentos regionales se procedió a realizar un ajuste de una función exponencial entre los L-Momentos (L-SK y L-CV) y la precipitación media anual. Esto se realizó para todas las combinaciones antes mencionadas. La función que se utilizó para el ajuste de los parámetros y el cálculo de la variación espacial de los L-Momentos fue:

$$L - momento = \alpha e^{-\beta(PMA)} + \delta$$

En donde:

L-momento = L-coeficiente de variación o L-sesgo.

PMA = Precipitación media anual.

Los parámetros  $\alpha$ ,  $\beta$  y  $\delta$  se calcularon mediante el ajuste entre los L-momentos (L-coeficiente y L-sesgo) y la precipitación media anual. El cálculo de esta función permitió obtener las fórmulas para relacionar la imagen raster de precipitación media anual con los L-momentos asociados a las diferentes combinaciones y obtener imágenes de la variabilidad de los L-momentos (L-coeficiente de variación y L-sesgo) para generar los mapas de probabilidades de no excedencia de sequía meteorológica. El ajuste de la función exponencial se realizó mediante el programa Microsoft Excel, utilizando la herramienta Solver.

Para establecer los escenarios de sequía meteorológica se utilizó como criterio base el decreto 39 de 1984 de la Dirección General de Aguas, el cual establece diferentes montos de precipitación y caudales para determinar épocas de déficit hídrico. Para las Regiones de Valparaíso y Metropolitana, el criterio para establecer épocas de déficit de precipitación corresponde a que la precipitación acumulada a partir del mes de abril debe ser inferior al 70% del valor medio estadístico.

Los mapas de L-momentos (L-coeficiente de variación y L-sesgo) de cada combinación, generados a partir de la imagen raster de precipitación anual y la función exponencial antes descrita, fueron utilizados para calcular la distribución espacial de los diferentes parámetros de las distribuciones de probabilidad seleccionadas. Este procedimiento se realizó mediante algebra de mapas. Estos parámetros se utilizaron para generar los mapas de sequía meteorológica (probabilidades de no ocurrencia). Para tal efecto se aplicaron las formulas mencionadas anteriormente, que se adjuntan en el Anexo 1. Estas relacionan las distintas distribuciones de probabilidad con los parámetros basados en los L-momentos. Las Imágenes de los periodos de retorno fueron obtenidas aplicando la fórmula de esta expresión a los mapas de probabilidades obtenidos. Todos los procedimientos algebraicos de mapas se realizaron mediante el programa IDRISI 32.

Mediante la aplicación de todos los procedimientos descritos anteriormente en cada una de las cuatro etapas metodológicas, fue posible generar mapas de sequía meteorológica a una escala de 1:1.000.000 para las regiones de Valparaíso y Metropolitana. Estos mapas representan la probabilidad de no excedencia asociadas a periodos de déficit de precipitaciones que no superen el 70% de la precipitación media de cada periodo analizado de las diferentes combinaciones. También se obtuvieron mapas de los periodos de retorno asociados a las probabilidades obtenidas. Además se obtuvo como producto final del análisis una base de datos de precipitación idónea para la aplicación del método de los L-momentos y la aplicación de estos en la generación de mapas.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### **Preparación de datos y Construcción de una base de datos de precipitación mensual para las Regiones de Valparaíso y Metropolitana**

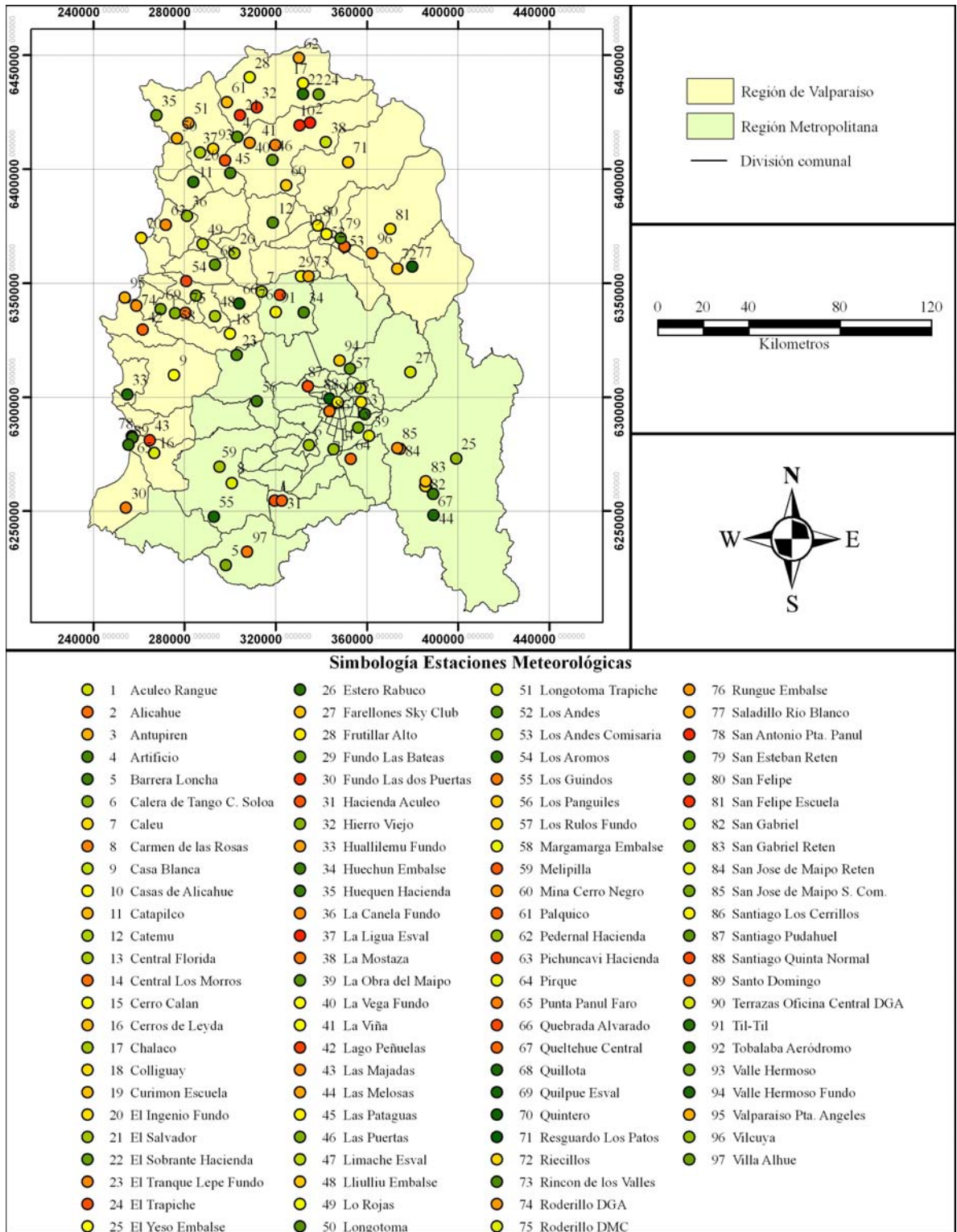
De un total de 153 estaciones disponibles en las Regiones de Valparaíso y Metropolitana se descartaron del análisis 56, por no contar con un mínimo de 15 años de registro (después de la eliminación de datos incompletos). Se utilizaron un total de 97 estaciones en el análisis, las cuales contaron con registros de precipitaciones mensuales y diarios en milímetros. En el Apéndice I se señalan las características estaciones meteorológicas utilizadas en el análisis. En la Figura 6 se señalan las ubicaciones geográficas de las estaciones.

#### **Estadísticas descriptivas**

La revisión de los valores de las estadísticas descriptivas de las estaciones utilizadas en el análisis permitió identificar diferentes situaciones. En primer lugar se constató que una serie de estaciones presentaban valores medios mensuales de precipitación igual a 0 en los meses de Diciembre, Enero y Febrero. Los valores de sesgo y curtosis para estas estaciones son indeterminados, ya que el valor de la desviación estándar es igual a 0. Los L-momentos asociados a estos meses no pueden ser calculados.

Por otra parte existe un patrón común en los registros de datos de precipitaciones de las estaciones. La media y la desviación estándar aumentan en los meses más lluviosos, siendo estos meses entre Mayo y Agosto. El sesgo y la curtosis tienden a disminuir en estos meses. Es así como se puede establecer que las precipitaciones aumentan en la época invernal y que la distribución de las precipitaciones es más homogénea en los meses húmedos que en los meses secos. En los meses secos la media es cercana a 0, lo que determina que la ocurrencia de escasos eventos de precipitación sesga significativamente la distribución de frecuencias (hacia la derecha).

Sobre la base de las 97 estaciones utilizadas en el análisis (60 de la Región de Valparaíso y 37 de la Región metropolitana), se obtuvo un valor de precipitación media anual de 354,7 milímetros para la Región de Valparaíso y una media de 458,9 milímetros para la Región metropolitana. Para ambas regiones se obtuvo un sesgo positivo. También se analizaron los valores máximos de precipitación (máxima precipitación registrada en cada año), para los cuales se obtuvieron valores de sesgo y curtosis positivos, y valores de la mediana menores que la media. Esto indica una distribución asimétrica y sesgada positivamente. En el Cuadro 3 y en el Cuadro 4 se presenta un resumen de las estadísticas descriptivas. En la Figura 7 y la Figura 8 se presentan las gráficas de caja de las precipitaciones máximas anuales de las estaciones.



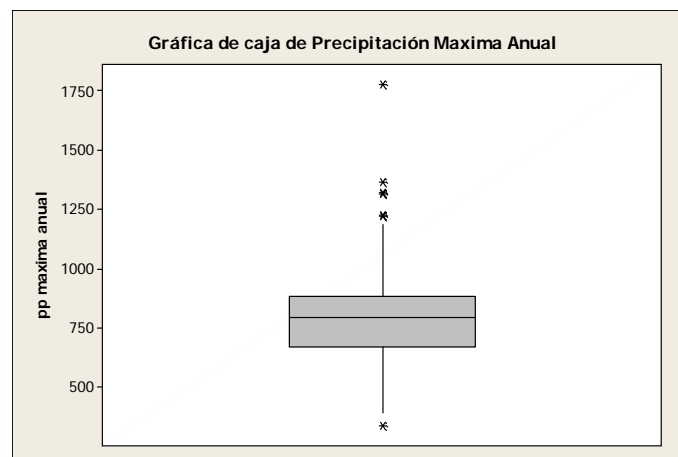
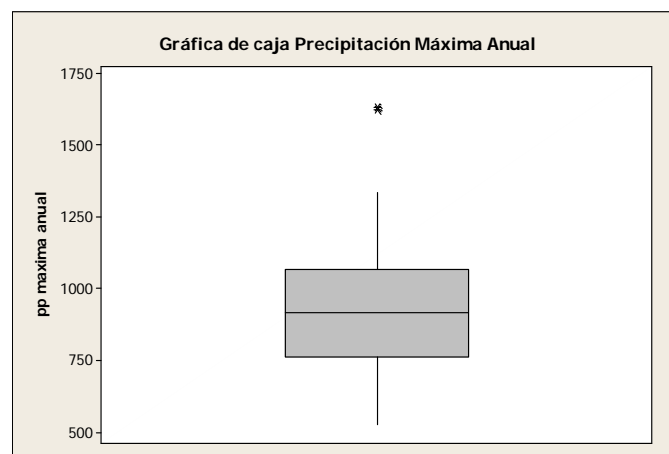
**Figura 6.** Ubicación de las estaciones de monitoreo utilizadas en el análisis (Códigos asignados aparecen en Apéndice I).

**Cuadro 3.** Resumen estadísticas descriptivas precipitación media anual.

Variable	Región	Media	Desv. Est.	Mínimo	Mediana	Máximo	Sesgo	Curtosis
Pp anual	VR	354,7	123,0	148,9	308,4	751,9	0,91	0,57
Pp anual	RM	458,9	139,5	244,8	461,5	821,3	0,76	0,87

**Cuadro 4.** Resumen estadísticas descriptivas precipitaciones máximas.

Variable	Región	Media	Desv. Est.	Mínimo	Mediana	Máximo	Sesgo	Curtosis
Pp max.	VR	826,3	253,0	341,4	796,9	1775,0	1,20	2,58
Pp max.	RM	974,8	297,6	529,5	916,9	1633,5	0,97	0,69

**Figura 7.** Gráfica de caja precipitación máxima anual de todas las estaciones de la Región de Valparaíso (Máxima precipitación anual registrada en la serie de datos).**Figura 8.** Gráfica de caja precipitación máxima anual de estaciones de la Región Metropolitana (Máxima precipitación anual registrada en la serie de datos).

Como se observa en la Figura 7, existen cinco valores atípicos de precipitación máxima anual. El más alto corresponde a la Estación Saladillo Río Blanco 1987 con un valor de

1775 mm de precipitación, el segundo corresponde a la estación Lago Peñuelas 1984 con 1366,4 mm de precipitación, el tercero y cuarto corresponden a las estaciones Lliulliu Embalse, con 1318,7 mm y La Canela Fundo, con 1313,7 mm, respectivamente en 1997. Por otra parte se aprecia un valor atípico, siendo el menor valor de las precipitaciones máximas anuales que corresponde a la estación Hierro Viejo con 341,4 mm en 1992. De acuerdo a la Figura 8, en la Región Metropolitana, existe un valor atípico de precipitación máxima anual, el cual corresponde a la estación Las Melosas con 1633,5 mm.

La eliminación de los años asociados a estos datos contribuiría a mejorar los indicadores de simetría de las respectivas distribuciones. En seis estaciones las precipitaciones máximas anuales registradas no se adecuan a la distribución del resto. Los respectivos años de registro fueron descartados del análisis.

### **Gráficas de caja por estación**

De acuerdo a los gráficos de caja de precipitaciones medias mensuales de cada una de las estaciones, se corroboró el patrón común de que la media y la desviación estándar aumentan en los meses lluviosos, así como la dispersión. El mes más lluvioso es Junio o Julio en la mayoría de las estaciones. Además se identificó el patrón común de que en los meses más húmedos existe un gran número de observaciones alejadas 1,5 veces del valor del rango intercuartil de los cuartiles 1 y 3, los que podrían considerarse como valores atípicos o anormales. Sin embargo al examinar todas las estaciones y todos los meses, no es posible considerar tales valores como atípicos, ya que provienen de una muestra de valores con una distribución no normal. En los registros más extensos este tipo de valores son periódicos y por lo tanto se pueden considerar como no atípicos.

### **Histogramas**

En el Apéndice II se presentan los histogramas de frecuencias de precipitación anual de las estaciones utilizadas de cada Región. Se aprecia de forma general que las estaciones poseen una distribución no normal con sesgo positivo. Por otra parte los montos de precipitaciones se ajustan a la distribución espacial de las precipitaciones de la Región de Valparaíso y la región metropolitana (DGA, 1987).

### **Test estadísticos**

Los resultados del test de tendencia (Mann- Kendall y la estadística de pendiente de Sen), y del test de autocorrelación (el test Durbin-Watson) se presentan en el Apéndice III y en el Apéndice IV. Estos test fueron aplicados a todas las estaciones utilizadas en el análisis.

En el caso del test de Mann- Kendall no fue posible rechazar la hipótesis nula con un 5% de significancia para todas las estaciones. La estadística de pendiente de Sen establece los



límites de confianza de la pendiente Q. De este modo, si los límites van entre un valor negativo a uno positivo, indica que la pendiente de la serie de datos no difiere significativamente de 0 y por lo tanto se considera constante, evidenciando que no existe una tendencia positiva o negativa en la serie de precipitación.

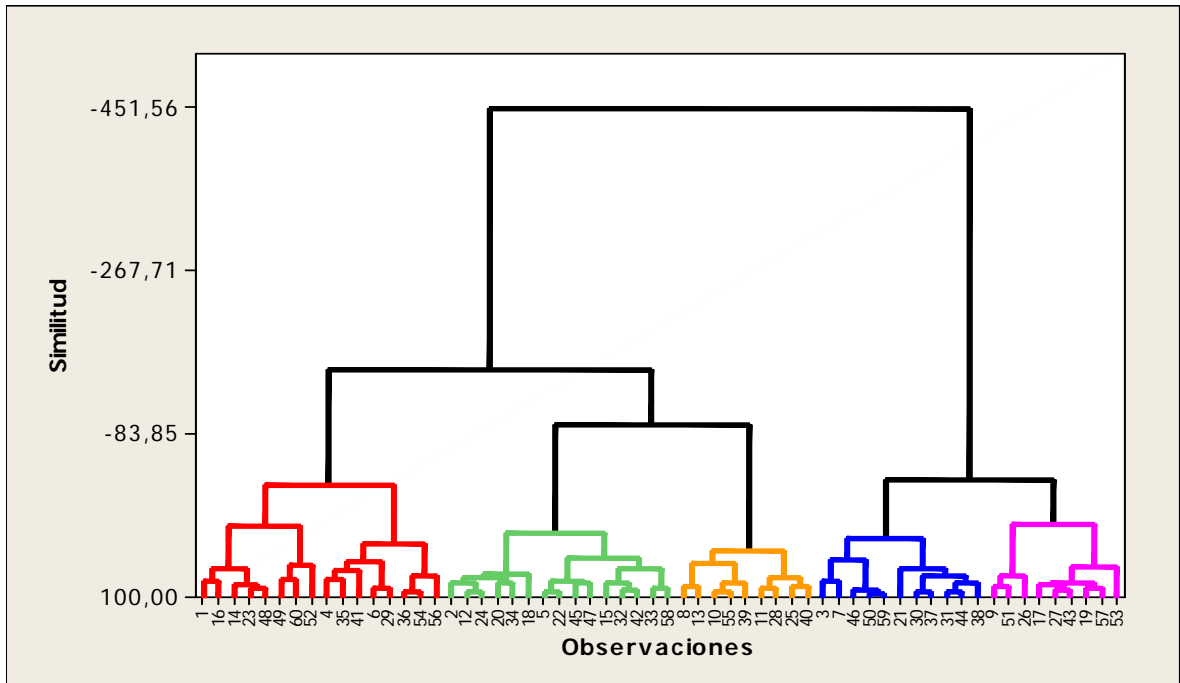
Es así como en cuanto al test Mann-Kendall es posible concluir bajo un nivel de significancia de 5%, que la precipitación anual es de tipo estacionaria. Además, en cuanto al test de la pendiente de Sen se puede establecer que los límites asociados a todas las estaciones utilizadas en el análisis van de valores positivos a negativos, por lo que se concluyó que no existe tendencia positiva o negativa.

El análisis de independencia serial o análisis de autocorrelación se verificó mediante el test Durbin-Watson. Para cada estación se determinó la estadística D y se contrastó con los valores críticos superior e inferior de la distribución de Durbin-Watson. Se testeó la autocorrelación positiva, para un nivel de significancia del 5%. Es así como no fue posible rechazar la hipótesis nula, con un 5% de significancia, por lo que se concluyó que no existe autocorrelación positiva en las series de datos anuales de las estaciones. Así se cumple que los valores de precipitación son independientes entre sí a través del tiempo.

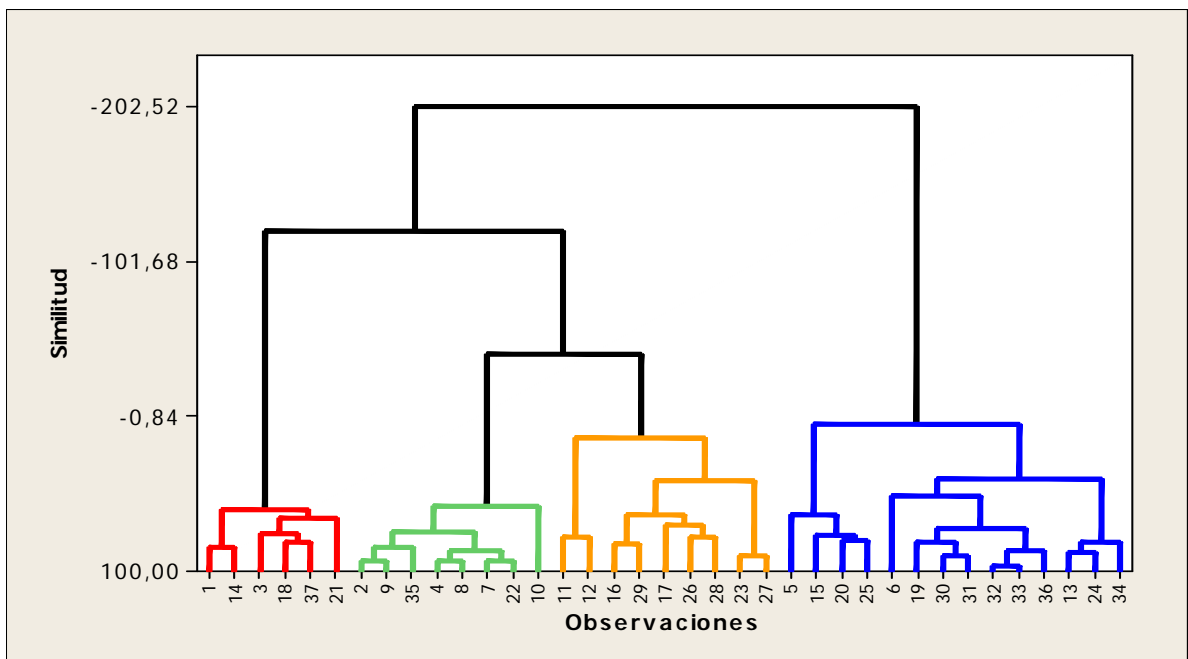
### **Agrupación preliminar de estaciones**

Como se mencionó anteriormente, el agrupamiento preliminar de estaciones se realizó mediante un análisis de conglomerados o análisis *cluster*. Se generó un gráfico denominado dendrograma, el cual muestra el agrupamiento de estaciones obtenido utilizando las variables preconcebidas mencionadas anteriormente. En la Figura 9 y en la Figura 10 se presentan los dendrogramas de estaciones que representan las agrupaciones de estaciones obtenidas del análisis *cluster* para la Región de Valparaíso y la Región Metropolitana respectivamente.

Las agrupaciones de estaciones tienen una distribución espacial noroeste a sureste. Además existió una agrupación mayoritaria en torno al eje longitudinal, pero a la vez se obtuvo una diferenciación entre conglomerados cercanos a la costa y el interior de las regiones. Por otra parte fue posible establecer que existe cierta concordancia entre la distribución espacial de las clasificaciones climáticas y las agrupaciones preliminares de estaciones. Las mayores diferencias se presentaron en el sector costero norte de la Región de Valparaíso, que limita con la Región de Coquimbo, en donde no se pudo obtener una mayor diferenciación de agrupaciones. Además de esto en el sector costero del extremo sur de la Región de Valparaíso se obtuvieron dos conglomerados diferentes, lo que difiere de la información climática base, lo que puede ser explicado por el método de agrupación de estaciones. Finalmente cabe destacar que no se identificaron conglomerados en el sector cordillerano de ambas regiones y en algunos sectores limítrofes entre las Regiones de Valparaíso y Metropolitana, ya que no se dispone de información suficiente en esas zonas. Las redes de estaciones meteorológicas se ubican generalmente en los valles de la zona de estudio y no en zonas altas o montañosas.



**Figura 9.** Dendrograma de conglomerados de estaciones meteorológicas. Región de Valparaíso.



**Figura 10.** Dendrograma de conglomerados de estaciones meteorológicas. Región de Valparaíso.

## **Análisis de consistencia**

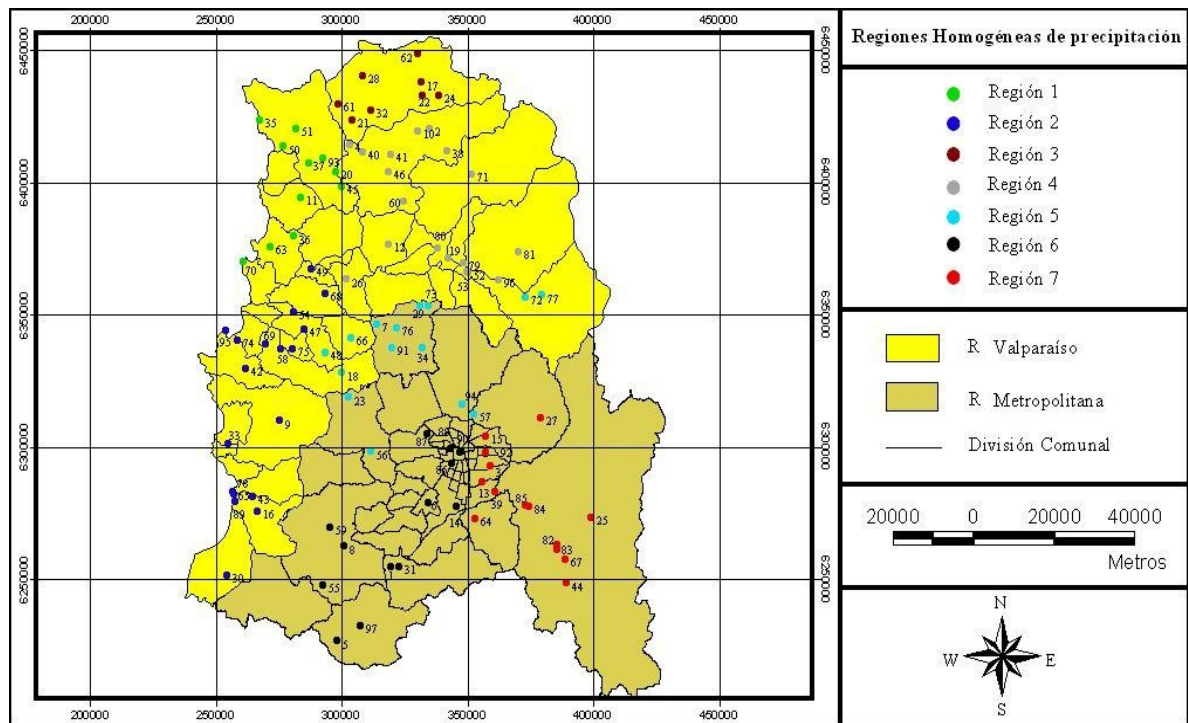
El análisis de consistencia se realizó mediante el método de las curvas doble acumuladas y permitió realizar un refinamiento de las agrupaciones preliminares de estaciones obtenidas previamente del análisis de conglomerados o *cluster*. Estas modificaciones se basaron en que algunas estaciones fueron agrupadas en conglomerados donde presentaron una baja consistencia, al realizar el análisis de Curva Doble Acumuladas. Además de esto se consideró la distancia de las estaciones que presentaron una baja consistencia, con los conglomerados más próximos para analizar la reubicación dentro de los conglomerados, analizando su pertenencia geográfica sobre la base de las referencias climáticas. Las estaciones fueron reubicadas en función a la consistencia que mostraron frente a conglomerados vecinos, al presentar una baja consistencia en el conglomerado entregado por el análisis *cluster*. El criterio que se utilizó para seleccionar las estaciones patrón consistió en seleccionar las estaciones de más largo registro y que se asuman confiables. Se obtuvo dentro de cada conglomerado una estación con una longitud de registro considerablemente mayor al resto y con un mínimo de datos ausentes. Se utilizó una estación patrón por cada conglomerado. En el Apéndice V se presentan las agrupaciones de estaciones obtenidas del análisis de consistencia y un resumen de los resultados de las estadísticas de las curvas doble acumuladas.

Las estaciones patrón seleccionadas para las distintas agrupación preliminares de la Región de Valparaíso fueron la estación Riecillos, Lo Rojas, El Sobrante Hacienda, Cerros de Leyda y Colliguay. Las estaciones patrón seleccionadas en la Región Metropolitana fueron la estación Terrazas Oficina Central DGA, Las Melosas, Carmen de Las Rosas y Rungue Embalse.

Las principales diferencias entre las agrupaciones de estaciones obtenidas del análisis de conglomerados y el refinamiento de las agrupaciones mediante el análisis de consistencia, se observaron en la Región de Valparaíso. Las estaciones Casas de Alicahue, Frutillar Alto, La Canela Fundo, Pedernal Hacienda y Quilpue Esva fueron asignadas al nuevo conglomerado 2 de la Región de Valparaíso. Las Estaciones Catemu, La Mostaza. La Vega Fundo, Las Puertas, San Esteban Reten y Valle Hermoso fueron asignadas al nuevo conglomerado 3 de la Región de Valparaíso. Las estaciones Quintero, San Antonio Pta. Panul y Santo Domingo fueron asignadas al nuevo conglomerado 4 de la Región de Valparaíso. Las estaciones Limache Esva, Lliu-lliu Embalse, Los Aromos, Margamarga Embalse, Quebrada Alvarado y Roderillo DGA fueron asignadas al nuevo conglomerado 5 de la Región de Valparaíso. En la Región Metropolitana fueron asignadas a un nuevo conglomerado de estaciones la estación Carmen de Las Rosas y Los Panguiles, conformando al nuevo conglomerado 3 de la región. Se obtuvieron valores del coeficiente de determinación de los ajustes de las regresiones lineales para la distintas agrupaciones sobre 0,98 utilizando las mismas estaciones patrón de cada región mencionadas anteriormente, lo que muestra un buen ajuste entre los datos de las estaciones que conformaron a las agrupaciones preliminares. Estas agrupaciones posteriormente fueron consideradas como la base para la creación de las regiones homogéneas finales.

## Regiones homogéneas de precipitación

Para delimitar las regiones homogéneas de precipitación se utilizó como base las agrupaciones de estaciones obtenidas en la etapa anterior, la clasificación climática de la DMC y las ecorregiones de Chile. Las agrupaciones preliminares de estaciones obtenidas en las etapas anteriores fueron sometidas a los indicadores de homogeneidad y discordancia, los cuales se basan en los L-momentos. Sobre la base de los resultados de estos indicadores se reubicaron ciertas estaciones en distintas regiones y se unieron regiones. De esta forma se obtuvieron las regiones homogéneas de precipitación anual finales. Los valores del indicador de discordancia y del indicador de homogeneidad H1 de cada estación para cada región se adjuntan en el Apéndice VI. La ubicación geográfica de las agrupaciones de estaciones que forman las regiones homogéneas de precipitación finales se presentan en la Figura 11.



**Figura 11.** Cartografía de las regiones homogéneas de precipitación anual finales. Región de Valparaíso y Metropolitana (Los códigos de las estaciones aparecen en el Apéndice I).

Sobre la base de las medidas de Discordancia y de Homogeneidad basados en la metodología de los L-momentos (Hosking y Wallis, 1997), se evaluó la homogeneidad de las regiones propuestas. Se identificaron un total de 7 regiones homogéneas de precipitación finales. Uno de los requisitos para agrupar las estaciones dentro de una región, es que estas presenten similitud en sus distribuciones de frecuencias. Esta similitud fue visualizada en términos de los L-momentos mediante el uso del indicador de Discordancia (Di), el cual permitió identificar estaciones que diferían significativamente del resto en términos de las variables L-CV, L-Sesgo y L-Curtosis. El valor del indicador para cada

estación fue comparado con el respectivo valor crítico (ver Cuadro 1). Así fue posible reubicar diferentes estaciones en distintas regiones, formando distintas regiones, y comprobar la similitud entre las diferentes agrupaciones a medida que fueron formadas. Para cada una de las regiones homogéneas finales de precipitación se obtuvieron agrupaciones de estaciones que no pueden ser consideradas como discordantes de acuerdo al indicador  $D_i$  de las estaciones en cada una de las 7 regiones obtenidas.

Después de obtener agrupaciones de estaciones no discordantes se procedió a determinar la homogeneidad de las distribuciones de frecuencia de las estaciones que conformaron cada una de las agrupaciones. Para esto se utilizó el indicador de homogeneidad  $H_1$ . Hosking y Wallis (1997) sugieren 3 indicadores de homogeneidad, los cuales son:  $H_1$  (basado en L-CV),  $H_2$  (basado en L-Sesgo) y  $H_3$  (basado en L-Curtosis). Kyselý *et al.*, (2004) y Viglione *et al.* (2007) indican que  $H_1$  presenta el mayor poder discriminatorio. Además Viglione *et al.* (2007) sostiene que los indicadores de homogeneidad basados en L-momentos son los más adecuados cuando el sesgo de las muestras es bajo. Un valor de  $H < 1$  indica una región homogénea,  $1 < H < 2$  indica una región potencialmente heterogénea, mientras que un  $H > 2$  indica una región significativamente heterogénea.

Sobre la base de los valores obtenidos del indicador de homogeneidad para cada una de las 7 regiones, estas pueden ser consideradas como homogéneas. Cabe mencionar que en algunas regiones homogéneas finales de precipitación se obtuvieron valores de  $H_1$  negativos. Esto indica que existe menor dispersión entre los valores muestrales de L-CV. Una causa probable para explicar valores negativos de  $H_1$  es la presencia de correlación positiva entre datos de algunas estaciones, sin embargo según lo planteado por Davis y Naghettini (2001), si los valores de  $H_1$  no son iguales o menores a -2 se asume que no existe presencia de correlación.

Los principales ajustes realizados en relación a las agrupaciones de estaciones de la etapa anterior radicaron en unir algunas regiones y cambiar de región algunas estaciones, tomando en cuenta las características físicas y los tipos de clima de la zona de estudio. En el sector costero de la Región de Valparaíso se obtuvieron 3 diferentes agrupaciones de estaciones en la etapa anterior, de las cuales una fue disuelta generando las regiones homogéneas 1 y 2. En las zonas del interior de la región de Valparaíso también se obtuvieron 3 agrupaciones de estaciones en la etapa anterior, las cuales fueron divididas obteniéndose las regiones homogéneas 3 y 4. Se unieron las agrupaciones de estaciones que se ubican en el límite de la Región de Valparaíso y Metropolitana, obteniéndose la región homogénea 5. Además en la Región Metropolitana se segregó el conglomerado que abarcaba las estaciones emplazadas en la ciudad de Santiago, separando e incorporando a estas dentro de las regiones homogéneas 6 y 7. La región homogénea 6 abarcó hasta el extremo sur de la Región Metropolitana y la región homogénea 7 abarcó sectores próximos a la cordillera.

### Selección de distribuciones de probabilidad y cálculo de magnitudes de sequía (cuantiles) y L-momentos

La selección de las distribuciones de probabilidad, cálculo de cuantiles y de L-momentos para cada región homogénea de precipitación se realizaron utilizando la metodología probabilística de los L-momentos mediante el uso de diferentes programas computacionales específicos. En el Cuadro 5 y en el Cuadro 6 se presenta un resumen de las distribuciones seleccionadas y L-momentos para cada combinación de región homogénea mes de inicio y duración. Los cuantiles regionales a nivel de estación se adjuntan en el Apéndice VII.

**Cuadro 5.** Resumen de las distribuciones de probabilidad seleccionadas y L-momentos regionales para las combinaciones de mes de inicio Abril.

Inicio-Duración	Distribución seleccionada	Región	pp anual	L-CV		L-SK		Error Est. L-CV	Error Est. L-SK
				Calculado	Observado	Calculado	Observado		
Abril 3	General de Pareto	1	339.29	0.4231	0.4347	0.2846	0.3291	0.0016	0.0342
		2	446.29	0.4159	0.4113	0.2821	0.2518		
		3	229.40	0.4359	0.4674	0.2900	0.2923		
		4	273.70	0.4301	0.4529	0.2873	0.2903		
		5	439.69	0.4155	0.4126	0.2823	0.2735		
		6	434.70	0.4158	0.4136	0.2823	0.2186		
		7	561.99	0.4095	0.3931	0.2809	0.2834		
Abril 6	General de Pareto	1	337.40	0.3054	0.3353	0.1798	0.1827	0.0414	0.0323
		2	446.40	0.2952	0.2791	0.1686	0.1256		
		3	229.40	0.3192	0.3254	0.1942	0.2093		
		4	245.26	0.3169	0.3324	0.1918	0.1846		
		5	440.70	0.2956	0.3027	0.1691	0.2006		
		6	429.80	0.2965	0.3945	0.1701	0.2186		
		7	560.60	0.2875	0.2806	0.1595	0.1554		
Abril 12	Normal	1	343.30	0.3027	0.3242	0.1685	0.1847	0.0176	0.0335
		2	446.60	0.2934	0.2705	0.1942	0.1352		
		3	229.50	0.3158	0.3164	0.1879	0.1878		
		4	273.00	0.3095	0.3244	0.1693	0.1593		
		5	437.90	0.2947	0.3066	0.1698	0.2060		
		6	432.60	0.2944	0.2689	0.1598	0.1195		
		7	555.60	0.2868	0.2737	0.2400	0.1571		
Abril 18	Normal	1	337.60	0.2482	0.3390	0.0930	0.1082	0.0384	0.0150
		2	444.20	0.2372	0.2320	0.0862	0.0922		
		3	229.80	0.2650	0.3130	0.1034	0.1125		
		4	273.40	0.2574	0.2460	0.0987	0.1013		
		5	441.90	0.2374	0.2500	0.0863	0.0588		
		6	429.20	0.2385	0.2580	0.0871	0.0693		
		7	566.90	0.2290	0.2090	0.0812	0.0465		
Abril 24	General de Pareto	1	335.09	0.2474	0.3275	0.0987	0.0939	0.0266	0.0243
		2	441.30	0.2337	0.2465	0.0905	0.1162		
		3	236.89	0.2625	0.3124	0.1073	0.1374		
		4	271.20	0.2571	0.2692	0.1042	0.1487		
		5	432.80	0.2347	0.2540	0.0912	0.0662		
		6	436.40	0.2343	0.2456	0.0909	0.0804		
		7	565.20	0.2205	0.2058	0.0825	0.0977		
Abril 30	Normal	1	336.30	0.1312	0.1341	0.0306	0.1437	0.0112	0.0453
		2	441.60	0.1245	0.1289	0.0281	0.0231		
		3	229.40	0.1421	0.1451	0.0358	0.0489		
		4	272.70	0.1371	0.1617	0.0332	0.0758		
		5	431.70	0.1257	0.1476	0.0283	0.0415		
		6	434.10	0.1249	0.1233	0.0282	0.0214		
		7	560.00	0.1202	0.1214	0.0269	0.0144		
Abril 36	Logística Generalizada	1	336.95	0.1302	0.1289	0.0536	0.1516	0.0140	0.0412
		2	442.90	0.1218	0.1308	0.0479	0.0361		
		3	229.60	0.1416	0.1335	0.0633	0.0672		
		4	273.05	0.1366	0.1628	0.0587	0.1049		
		5	436.80	0.1222	0.1461	0.0481	0.0364		
		6	431.65	0.1226	0.1264	0.0483	0.0516		
		7	563.45	0.1149	0.1164	0.0441	0.0392		

**Cuadro 6.** Resumen de las distribuciones de probabilidad seleccionadas y L-momentos regionales para las combinaciones de mes de inicio Julio.

Inicio-Duración	Distribución seleccionada	Región	pp anual	L-CV		L-SK		Error Est. L-CV	Error Est. L-SK
				Calculado	Observado	Calculado	Observado		
Julio 3	Logística Generalizada	1	337.60	0.3907	0.4109	0.2949	0.3227	0.0194	0.0226
		2	444.20	0.3635	0.3453	0.2809	0.2375		
		3	229.80	0.4225	0.4106	0.3165	0.3282		
		4	273.40	0.4091	0.4186	0.3067	0.3090		
		5	441.90	0.3641	0.3811	0.2812	0.2884		
		6	429.20	0.3671	0.3433	0.2825	0.2543		
		7	566.90	0.3368	0.3442	0.2706	0.2332		
Julio 6	Logística Generalizada	1	339.10	0.3799	0.3970	0.2718	0.3188	0.0211	0.0266
		2	444.50	0.3531	0.3308	0.2510	0.2385		
		3	229.60	0.4141	0.3956	0.3042	0.3082		
		4	273.80	0.3995	0.4048	0.2895	0.2922		
		5	440.70	0.3540	0.3769	0.2516	0.2840		
		6	435.70	0.3551	0.3307	0.2525	0.2503		
		7	568.50	0.3278	0.3285	0.2352	0.2082		
Julio 12	Normal	1	339.00	0.2678	0.2891	0.1346	0.1386	0.0166	0.0272
		2	445.50	0.2498	0.2454	0.1147	0.1029		
		3	229.10	0.2891	0.2859	0.1596	0.2135		
		4	273.00	0.2804	0.2867	0.1490	0.1401		
		5	437.30	0.2504	0.2797	0.1161	0.1598		
		6	433.90	0.2514	0.2374	0.1167	0.1090		
		7	555.90	0.2313	0.2429	0.0978	0.0864		
Julio 18	Normal	1	336.30	0.2475	0.3401	0.1184	0.1471	0.0420	0.0475
		2	441.60	0.2337	0.2129	0.1101	0.1115		
		3	229.40	0.2661	0.2879	0.1315	0.0433		
		4	272.70	0.2579	0.2511	0.1255	0.1228		
		5	431.70	0.2348	0.2550	0.1107	0.1495		
		6	434.10	0.2345	0.2471	0.1106	0.1053		
		7	560.00	0.2222	0.1846	0.1042	0.0458		
Julio 24	General de Pareto	1	334.90	0.2339	0.3129	0.0508	0.0465	0.0406	0.0465
		2	440.00	0.2213	0.2295	0.0466	0.1144		
		3	236.30	0.2496	0.3206	0.0573	0.1626		
		4	270.30	0.2437	0.2477	0.0547	0.0562		
		5	429.80	0.2224	0.2486	0.0469	0.1049		
		6	431.00	0.2223	0.2376	0.0469	0.0361		
		7	563.40	0.2107	0.1339	0.0437	0.0413		
Julio 30	Normal	1	335.92	0.1520	0.1483	0.0922	0.0905	0.0137	0.0028
		2	441.45	0.1434	0.1388	0.0893	0.0929		
		3	232.95	0.1640	0.1713	0.0971	0.0977		
		4	271.67	0.1590	0.1709	0.0949	0.0921		
		5	433.30	0.1439	0.1661	0.0895	0.0962		
		6	431.32	0.1441	0.1311	0.0895	0.0905		
		7	563.42	0.1365	0.1171	0.0876	0.0909		
Julio 36	Normal	1	337.30	0.1459	0.1502	0.0360	0.1212	0.0121	0.0390
		2	445.00	0.1355	0.1524	0.0345	0.0523		
		3	228.65	0.1592	0.1342	0.0389	0.0311		
		4	269.41	0.1535	0.1503	0.0375	0.1021		
		5	443.24	0.1357	0.1343	0.0345	0.0293		
		6	423.20	0.1368	0.1312	0.0346	0.0489		
		7	568.10	0.1261	0.1196	0.0336	0.0327		

El mayor problema en esta etapa del análisis regional de frecuencias es seleccionar, dentro de las distribuciones aceptadas de acuerdo al estadígrafo Z basado en los L-momentos, la distribución de mejor ajuste para estimar cuantiles (regionales y a nivel de estación) y además para utilizarla en la generación de cartografía. Hosking y Wallis (1997) describen criterios para seleccionar la distribución de mejor ajuste en un análisis regional de frecuencia. En este contexto la selección de la distribución se basó en el criterio de escoger la distribución seleccionada más frecuentemente o un mayor número de veces en las distintas regiones para cada combinación de mes de inicio y duración. Esto permitió generar posteriormente mapas continuos de probabilidades de no excedencia y de sus respectivos periodos de retorno.

La utilización de software basado en L-momentos permitió calcular los parámetros de las distribuciones acumuladas de probabilidad para las diferentes combinaciones de regiones homogéneas, mes de inicio y duración. Los valores de los cuantiles regionales obtenidos para cada una de estas combinaciones son valores con magnitudes adimensionales ya que se asocian a la distribución de cada región formada por distintas estaciones. Los valores de los cuantiles a nivel de estación se obtuvieron multiplicando el factor de escala de combinación por los valores adimensionales obtenidos de las distribuciones de probabilidades regionales. Estos factores correspondieron a los valores de precipitación media de cada periodo de meses de cada combinación.

### **Cartografía probabilística de sequía meteorológica mediante el uso de los L-momentos**

Para generar la cartografía de sequía meteorológica fue necesario estimar la variación espacial de los L-momentos. Esto se realizó mediante el ajuste de una función exponencial, descrita anteriormente, y utilizando como variable auxiliar a la precipitación media anual. Este procedimiento permitió estimar la variación en el espacio de los L-momentos, obteniéndose mapas de L-coeficiente de variación y L-sesgo.

Los parámetros de la función exponencial que se obtuvieron para las diferentes combinaciones mediante los ajustes se señalan en el Cuadro 7 y en el Cuadro 8. Estos parámetros fueron utilizados para construir la función de variación espacial de los L-momentos (L-coeficiente de variación y L-sesgo), la cual es la misma expresión para todas las combinaciones (solo varían los parámetros alpha, beta y gamma). Las Imágenes de la distribución espacial de L-coeficiente de variación y L-sesgo se presentan en el Apéndice VIII. Sobre la base de los mapas de L-coeficiente de variación y L-sesgo se estimó la distribución espacial de los parámetros basados en los L-momentos de las distintas distribuciones aceptadas como la de mejor ajuste en la etapa anterior, para finalmente generar los mapas de probabilidades de no excedencia de periodos de retorno.



**Cuadro 7.** Tabla de los valores de los parámetros  $\alpha$ ,  $\beta$  y  $\delta$  de cada combinación (mes de inicio Abril) obtenidos del ajuste de la distribución exponencial.

Inicio-Duración	L-CV			L-SK		
	Alpha	Beta	Gama	Alpha	Beta	Gama
Abril 3	0,0900	0,0040	0,4000	0,0500	0,0070	0,2800
Abril 6	0,1000	0,0029	0,2678	0,1100	0,0023	0,1300
Abril 12	0,0900	0,0030	0,2699	0,1100	0,0023	0,1300
Abril 18	0,1194	0,0038	0,2154	0,0738	0,0038	0,0728
Abril 24	0,1465	0,0017	0,1650	0,0946	0,0014	0,0391
Abril 30	0,0802	0,0045	0,1136	0,0495	0,0070	0,0259
Abril 36	0,0837	0,0028	0,0977	0,0733	0,0049	0,0395

**Cuadro 8.** Tabla de los valores de los parámetros  $\alpha$ ,  $\beta$  y  $\delta$  de cada combinación (mes de inicio Julio) obtenidos del ajuste de la distribución exponencial.

Inicio-Duración	L-CV			L-SK		
	Alpha	Beta	Gama	Alpha	Beta	Gama
Julio 3	0,3165	0,0014	0,1921	0,1544	0,0039	0,2540
Julio 6	0,2807	0,0019	0,2335	0,2275	0,0038	0,2087
Julio 12	0,2830	0,0009	0,0579	0,2099	0,0018	0,0207
Julio 18	0,1382	0,0027	0,1914	0,0944	0,0041	0,0949
Julio 24	0,1260	0,0028	0,1851	0,0533	0,0048	0,0401
Julio 30	0,0896	0,0034	0,1232	0,0409	0,0055	0,0857
Julio 36	0,1051	0,0022	0,0952	0,0247	0,0061	0,0328

Los valores obtenidos de la distribución espacial de los L-momentos resultaron variables dependiendo de la combinación de mes de inicio y duración. Sin embargo se aprecia que, tanto los valores de L-coeficiente de variación como los valores de L-sesgo de todas las combinaciones, tienden a disminuir a medida que aumentan los periodos de tiempo analizados. Por otra parte en las zonas más áridas de la zona de estudio los valores de L-coeficiente de variación y L-sesgo son mayores que en las zonas que presentan mayores precipitaciones. En las combinaciones asociadas al mes de abril se obtuvieron valores de L-coeficiente de variación para Abril 3 entre 0,40 y 0,44, disminuyendo paulatinamente hasta la combinación Abril 36, para la cual se obtuvieron valores de L-coeficiente de variación entre 0,10 y 0,15. Para las combinaciones asociadas a Julio se obtuvieron valores de L-coeficiente de variación para Julio 3 entre 0,25 y 0,44, los cuales disminuyen paulatinamente hasta la combinación Julio 36, para la cual se obtuvieron valores entre 0,10 y 0,16. Los valores de L-sesgo obtenidos para la combinación Abril 3 fluctúan entre 0,27 y 0,29, disminuyendo paulatinamente hasta la combinación Abril 36, para la cual se obtuvieron valores de L-sesgo entre 0,039 y 0,11. Finalmente los valores obtenidos de L-sesgo para la combinación Julio 3 varían entre 0,25 y 0,31, disminuyendo paulatinamente hasta la combinación Julio 36, para la cual se obtuvieron valores entre 0,032 y 0,039 (ver Apéndice VIII).

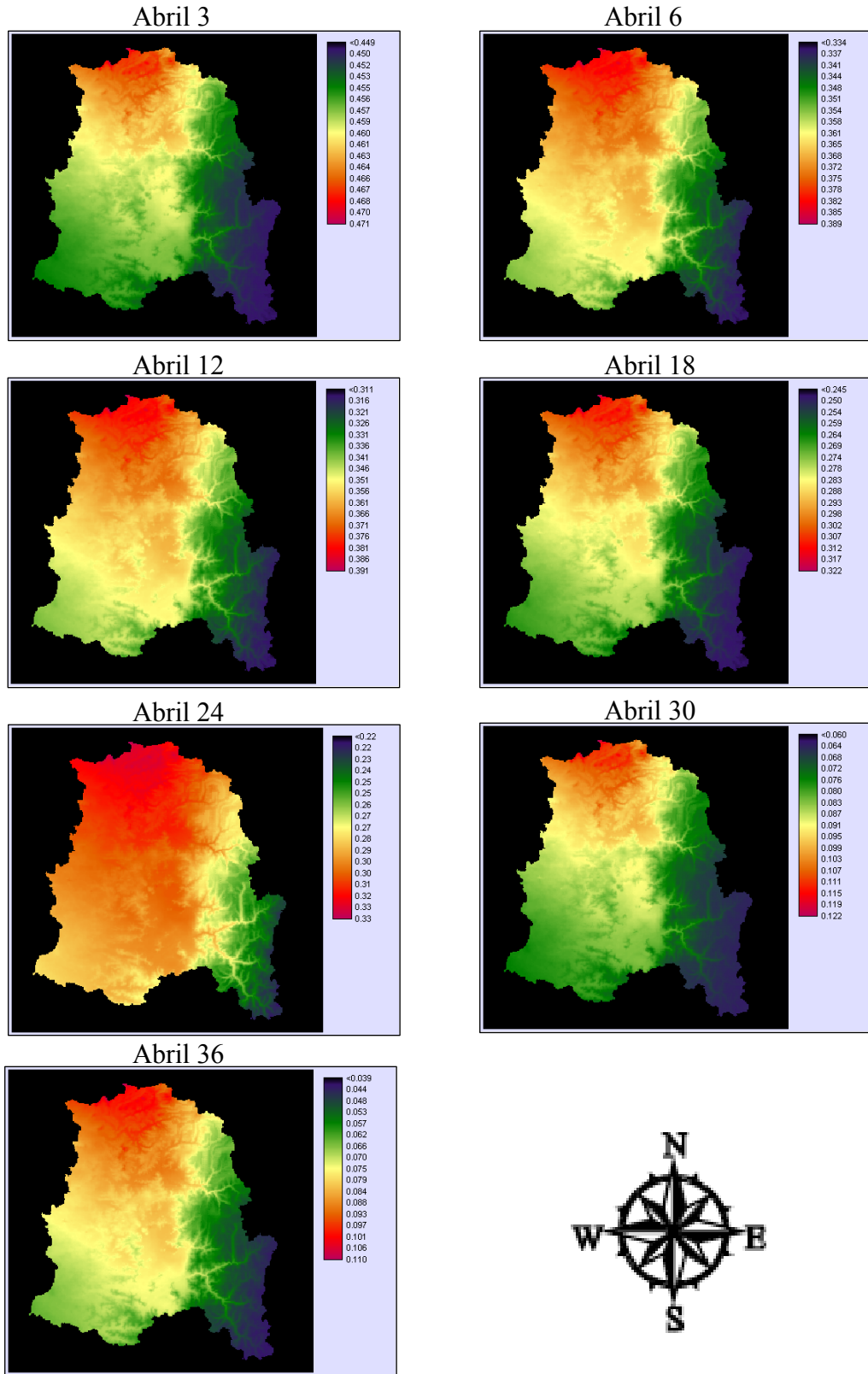
Los mapas de sequía meteorológica fueron generados mediante álgebra de mapas utilizando las distribuciones seleccionadas, el mapa de precipitación media anual y los mapas de L-momentos (L-coeficiente de variación y L-sesgo). Cabe señalar que toda la cartografía de este análisis se basó en la imagen raster de precipitación media anual (FIA, 2005), ya que esta se utilizó como variable auxiliar. Es por esto que toda la cartografía generada en este análisis posee una escala 1:1.000.000.

En la Figura 12 y en la Figura 13 se aprecian cada una de las Imágenes que representan la distribución espacial de la probabilidad de no excedencia de eventos de déficit hídrico que no superen el 70% del valor medio estadístico de la precipitación acumulada a partir del mes de Abril y Julio, para duraciones de 3, 6, 12, 18, 24, 30 y 36 meses. En las Figura 14 y en la Figura 15 se aprecia la distribución espacial de los periodos de retorno asociados a las probabilidades de no excedencia antes mencionadas.

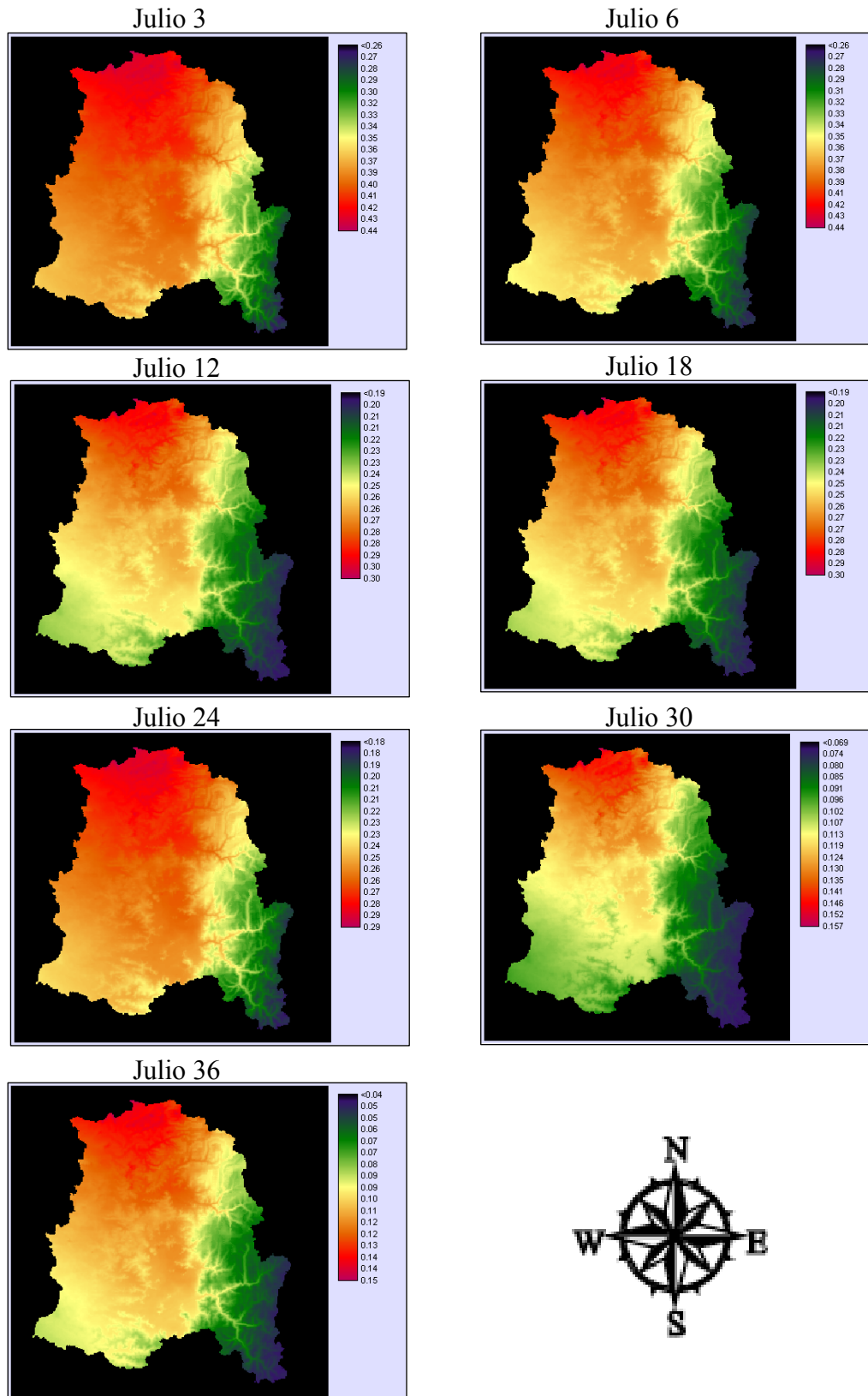
Las probabilidades de no excedencia obtenidas en las Imágenes representan la probabilidad de que la precipitación no exceda el 70% de la media de cada periodo de las combinaciones analizadas. Es decir, representan un déficit del 30% de las precipitaciones en la zona de estudio para las distintas combinaciones de mes de inicio y duración. Los valores obtenidos de las probabilidades de no excedencia asociadas a las combinaciones con mes de inicio Abril y Julio disminuyen paulatinamente, presentándose menores valores de probabilidad los eventos de déficit hídrico asociados a periodos de tiempo más extensos. Además es posible observar que la variación longitudinal y latitudinal de las probabilidades se ajusta a la distribución geográfica de las precipitaciones, ya que los valores de probabilidades de no excedencia son mayores en las zonas más áridas de las Regiones de Valparaíso y Metropolitana. Los valores máximos de probabilidades de no excedencia para todas las combinaciones se ubican en el extremo norte de la Región de Valparaíso. Los valores mínimos de probabilidades se ubican en el extremo oeste de la Región Metropolitana, más específicamente en el sector cordillerano de la región donde existen mayores magnitudes de precipitación. Es así como se obtuvieron valores de probabilidades de no excedencia para la combinación Abril 3 entre 0,44 y 0,47, las cuales disminuyen paulatinamente hasta la combinación Abril 36, para la cual se obtuvieron valores de probabilidades de no excedencia entre 0,042 y 0,11. Para las combinaciones de Julio se obtuvieron valores de probabilidades de no excedencia entre 0,26 y 0,44 para Julio 3, las que disminuyen paulatinamente hasta la combinación Julio 36, para la cual se obtuvieron valores de probabilidades de no excedencia entre 0,04 y 0,14.

De acuerdo a las Imágenes de los periodos de retorno, es posible esperar sequías meteorológicas de un 70% de la media con duraciones de 24 meses una vez cada 3 años como mínimo en la zona norte del área de estudio, tiempo que aumentan paulatinamente hasta una vez como mínimo cada 5 años en el extremo suroeste. Para duraciones de 30 y 36 meses, es posible esperar sequías de este tipo una vez cada 6 años como mínimo en la zona norte del área de estudio, lo que aumenta paulatinamente a una vez cada 16 años como mínimo en el extremo suroeste para duraciones de 30 meses, y una vez cada 24 años como mínimo para duraciones de 36 meses.

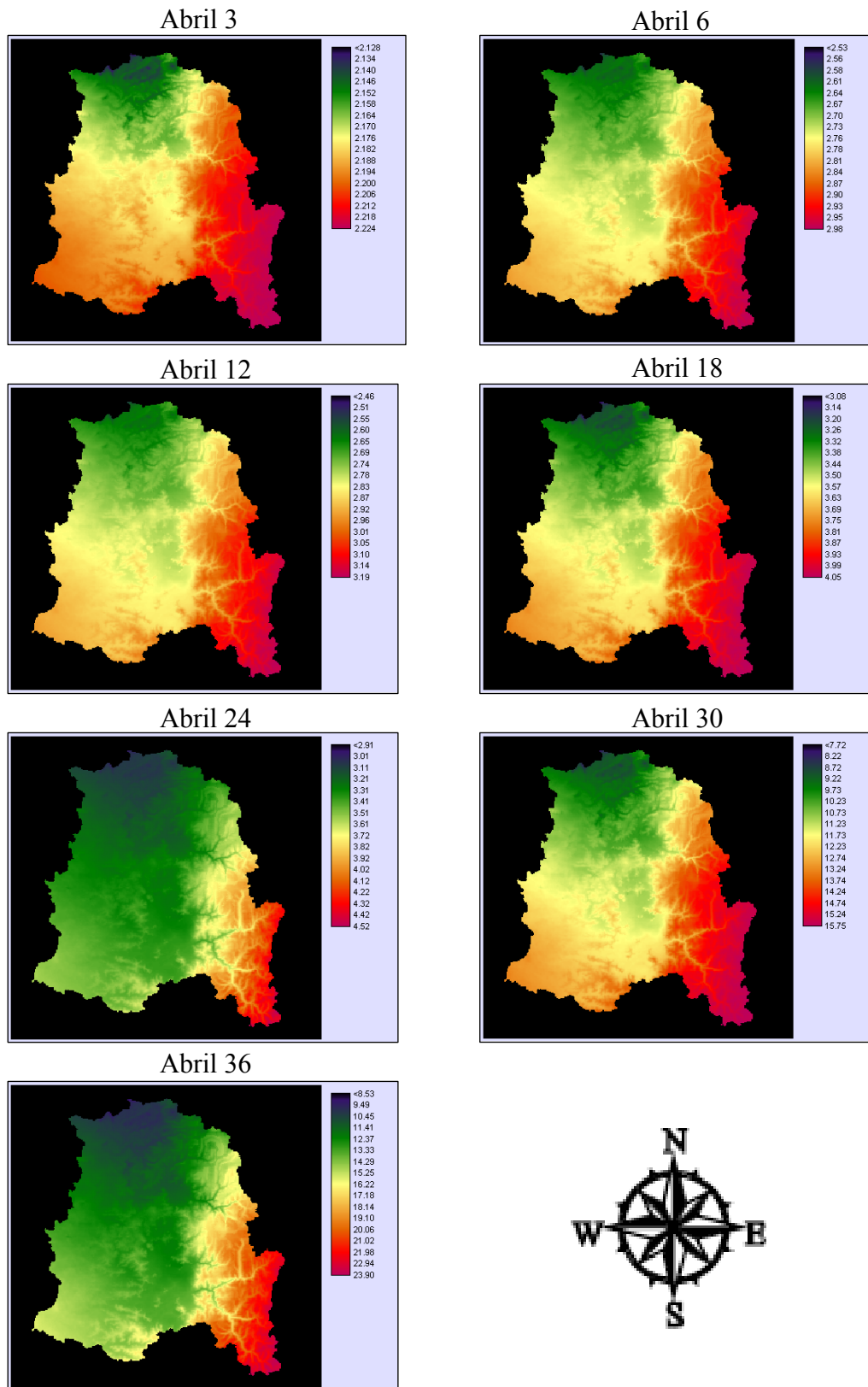
Cabe mencionar que en algunas de las combinaciones se obtuvieron valores de probabilidades de no excedencia similares. Esto puede observarse claramente comparando las combinaciones Julio 3 con Julio 6 y Julio 12 con Julio 18, para las cuales no existen grandes diferencias en los valores de probabilidades de no excedencia obtenidos, lo que radica en que no existen mayores diferencias en los valores de los L-momentos calculados. A su vez esta baja variabilidad en los L-momentos entre las combinaciones mencionadas anteriormente se basa en que la combinación Julio 6 abarca meses de primavera y verano, de Octubre a Enero, en donde las precipitaciones son cercanas o iguales a 0. Lo mismo sucede para la combinación Julio 18, que abarca meses de primavera y verano desde Septiembre hasta Enero. Asimismo, comparando Abril 6 con Abril 12 y Abril 18 con Abril 24 se observa que los valores de probabilidades de no excedencia entre las combinaciones son similares. Esto también se basa en la baja variabilidad de los L-momentos de las combinaciones, ya que las combinaciones Abril 12 y Abril 24 abarcan meses de primavera y verano, desde Octubre a Marzo, en donde las precipitaciones son cercanas o iguales a 0. Es por esto que no se obtuvieron grandes diferencias en los valores de las probabilidades de no excedencia entre algunas combinaciones del mismo mes de inicio. Las mayores diferencias de las probabilidades de no excedencia obtenidas se observaron entre las combinaciones de 24 y 30 meses.



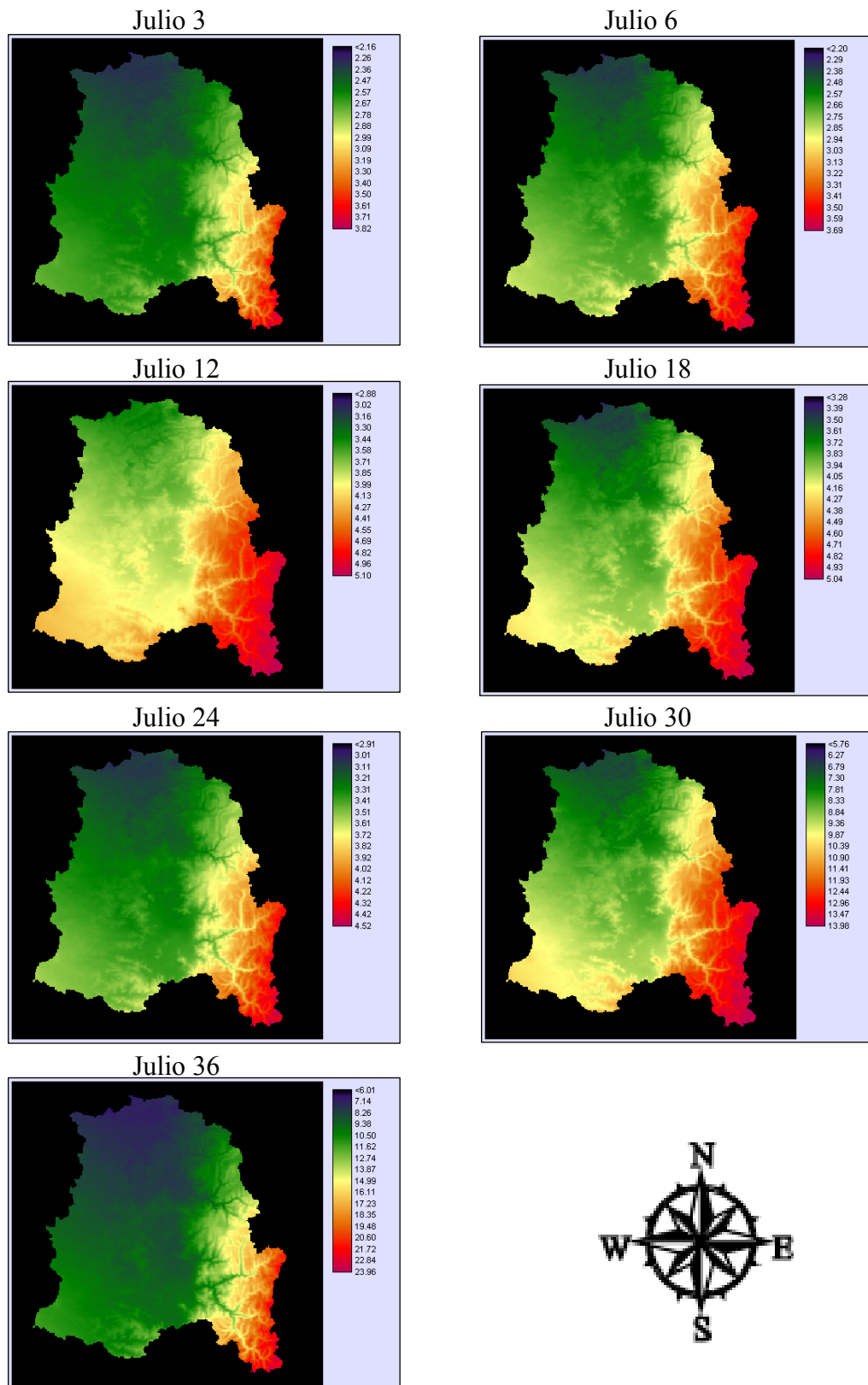
**Figura 12.** Imágenes de la sequía meteorológica. Probabilidades de no excedencia asociada a precipitación igual o menor al 70% de la media. Mes de inicio Abril.



**Figura 13.** Imágenes de la sequía meteorológica. Probabilidades de no excedencia asociada a precipitación igual o menor al 70% de la media. Mes de inicio Julio.



**Figura 14.** Imágenes del periodo de retorno asociados a probabilidades de no excedencia de precipitación igual o menor al 70% de la media. Mes de inicio Abril.



**Figura 15.** Imágenes del periodo de retorno asociados a probabilidades de no excedencia de precipitación igual o menor al 70% de la media. Mes de inicio Julio.

## CONCLUSIONES

Los registros de precipitación de las estaciones meteorológicas permitieron generar una base de datos adecuada para la aplicación de los métodos estadísticos asociados a los L-momentos mediante la eliminación y revisión de datos, la verificación de los supuestos de tendencia y de correlación. A pesar que las redes de estaciones meteorológicas no cubren la totalidad del área de estudio, el análisis regional de frecuencias basado en los L-momentos permitió realizar estimaciones de probabilidades y periodos de retornos asociados a sequía meteorológica en áreas donde no se dispone de registros de precipitación.

Los mapas de probabilidades de no excedencia asociados al 70% de la precipitación media de cada periodo analizado fueron creados sobre la base del Decreto 39 del año 1984 de la Dirección General de Aguas, siendo este decreto el único instrumento legal que establece épocas de déficit hídrico en las diferentes regiones del país. Este decreto establece como mes de inicio Abril para determinar los escenarios de déficit de las precipitaciones en las Regiones de Valparaíso y Metropolitana. El análisis de las combinaciones de mes de inicio Julio permite visualizar las probabilidades para sequías meteorológicas con inicio en el mes en el cual comúnmente se presentan los mayores montos de precipitaciones, siendo los periodos analizados a partir de Julio de gran relevancia para la disponibilidad y almacenamiento de agua.

La estimación de los cuantiles permitió asociar montos de precipitación a diferentes probabilidad de no excedencia, es decir permitió cuantificar las magnitudes de las sequías meteorológicas para las distintas combinaciones de mes de inicio y duración analizadas.

Los mapas de sequía meteorológica obtenidos mediante la aplicación del método de los L-momentos pueden ser utilizados para análisis de riesgos ambientales asociados a la sequía. La metodología permitió identificar las zonas que presentan una mayor probabilidad y frecuencia de eventos de sequía meteorológica. Esta información, en conjunto con mapas temáticos de vulnerabilidad asociados a eventos de sequía, permitiría desarrollar análisis cartográficos de riegos de sequías, los que son utilizados en tomas de decisiones de planes de gestión de riesgos climáticos o en la generación de indicadores de sequía. Además, es necesario tener en cuenta la capacidad de adaptación de la sociedad frente a escenarios de déficit hídrico, incorporando aspectos relacionados con diferentes tipos de sequía, y no solo con la sequía meteorológica. Es así como una sequía meteorológica de una determinada intensidad y duración no necesariamente tendrá el mismo impacto en las diferentes zonas del área de estudio, ya que el monto anual de precipitaciones y los requerimientos hídricos varían considerablemente en los ejes latitudinales y longitudinales. En este contexto, esta memoria de título se enfocó en el análisis de las probabilidades de no excedencia asociadas al fenómeno ambiental de la sequía meteorológica, es decir, a determinar características asociadas solo a la variable de la amenaza de la función del riesgo.



La definición de sequía utilizada en esta memoria de título no consideró el impacto diferencial que tiene un mismo nivel de déficit de precipitaciones en las diferentes zonas del área de estudio, sin embargo, la ventaja que tiene la metodología usada en este trabajo es que se obtuvieron probabilidades y periodos de retorno asociados a un determinado nivel de déficit hídrico (cuantil) y duración, dando la posibilidad a un usuario final de seleccionar y convertir a el cuantil y a la duración en parámetros para establecer escenarios de sequía meteorológica.

**BIBLIOGRAFÍA**

Alvarez, M., Puertas, J., y Soto, B. 1999. Análisis regional de las precipitaciones máximas en Galicia mediante el método del índice de avenida. *Ingeniería del Agua*. Vol 6: 283-290.

Anli, A. S., Apaydin, H. and Ozturk, F. 2007. Regional Flood Frequency Estimation for the Göksu River Basin through L-moments. *General Directorate of Turkish State Hydraulic Works*. Vol 1:424-438.

Arumí, J., Jara, J. y Salgado, L. 2000. Análisis hidrológico. Curso de formulación de proyectos de aspersión para la ley N° 18.450. Temuco. Instituto de Investigaciones Agropecuarias (INIA). Centro Regional de Investigación Carillanca. 46 pp.

Ayala, L. y Ferrer, P. 1973. Análisis de frecuencia de datos hidrológicos mediante computación. Santiago. Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas, Departamento de Obras Civiles. 128 pp.

Barker, B., Shaefer, M., Taylor, G., y Wallis, J. 2007. Regional precipitation-frequency analysis and spatial mapping for 24-hour and 2-hours duration for Washington State. *Hydrology & Earth System Sciences*. Vol 11: 414-452.

Benjamin, J. y Cornell, C. 1981. Probabilidad y estadística en ingeniería civil. Traducido por Sin, A. y Prieto, V. Bogotá. McGraw-Hill. 685 pp.

Bradley, A. 1997. Regional frequency analysis methods for evaluating changes in hydrologic extremes (Submitted to *Water Resources Research*). University of Iowa. Disponible en: [<http://www.icaen.uiowa.edu/~abradley/publications/rfa1.pdf>].

Bradley, A. y Zhao, H. 1997. Climatic variations in extreme precipitation in the Midwest (Submitted to *Journal of Hydrologic Engineering*). University of Iowa. Disponible en: [<http://www.icaen.uiowa.edu/~abradley/publications/rfa2.pdf>].

Brown, E. y Vargas, X. 1986. Criterios de selección de modelos probabilísticos en hidrología. In: *Anais do XII Congresso Latino-Americano de Hidráulica*. Sao Paulo, Brasil. Departamento de Aguas e Energía Elétrica. Vol 2: 180-190.

Canessa, F. 2006. Zonificación de los recursos climáticos de la IV Región, usando imágenes noaa-avhrr y topoclimatología. Memoria para optar al título profesional de: Ingeniero en Recursos Naturales Renovables. Escuela de Agronomía, Facultad de Ciencias Agronómicas, Universidad de Chile. 179 pp.

- Chow, V. 1964. Statistical and probability analysis of hydrologic data; part I: frequency analysis. In: Handbook of applied hydrology; a compendium of water resources technology. New York. McGraw-Hill. 42 pp.
- Chow, V., Maidment, D. y Mays, L. 1994. Hidrología aplicada. Bogotá. McGraw-Hill. 584 pp.
- Cong, S., Li, Y., Vogel, J., y Schaake, J. 1993. Identification of the underlying distribution form of the precipitation by using regional data. Water Resources Research. Vol 29: 1103-11.
- Conte, S. y De Boor, C. 1974. Análisis numérico elemental; un enfoque algorítmico. Bogotá. McGraw-Hill. 418 pp.
- Cunnane, C. 1988. Methods and merits of regional flood frequency analysis. Journal of Hydrology. Vol. 100: 269-290.
- Dahmen, E. y Hall, M. 1990. Screening of Hydrological Data: Tests for Stationarity and Relative Consistency. ILRI. Vol 66:49-60.
- Dalrymple, T. 1960. Flood frequency analysis. U.S.G.S. Water Supply Paper 1543A.
- Davis, E. y Naghettini, M. 2001. Estudio de chuvas intensas no estado do Rio de Janeiro. Belo Horizonte. 140 pp.
- Demidowitch, B., Maron, I. y Schuwalowa, E. 1980. Métodos numéricos de análisis. Madrid. Paraninfo. 483 pp.
- Dhar, O., Rakhecha, P. y Kulkarni, A. 1979. Rainfall study of severe drought years on India. Symposium of hydrological aspects of droughts, Nueva Delhi. Comité nacional indu para el Programa Hidrológico Internacional. 187 pp.
- Dirección General de Aguas. 1987. Balance hídrico de Chile. Ministerio de Obras Públicas. Santiago, Chile.
- Dirección General de Aguas. 1984. Decreto 39: Criterios para calificar épocas extraordinarias de sequía. Ministerio de Obras Públicas. Santiago, Chile.
- Dirección Meteorológica de Chile. 2001. Climatología de Chile. Santiago, Chile.
- Fundación para la Investigación Agraria. 2005. Zonificación por rendimiento y calidad de trigo candeal entre la RM y la VIII Región. Entidad ejecutora Facultad de Ciencias Agronómicas, U. de Chile.

- Gastó, J., F. Cosio y D. Canario. 1993. Clasificación de Ecorregiones y determinación de Sitio y Condición. Red de Pastizales Andinos. REPAAN, CIID, Canadá. Quito, Ecuador: 354 pp.
- González, H. 2002. Análisis numérico. Buenos Aires. Nueva librería. 384 pp.
- Goudie, A. 1985. Encyclopedic dictionary of physical geography. Blackwell. Oxford. 528 pp.
- Greis, N. y Wood, E. 1981. Regional flood frequency estimation and network design. Water Resources research. Vol 19: 589-678.
- Helsel, D. y Hirsch, R. 2002. Statistical Methods in Water Resources. USGS, Book 4, Hydrologic Analysis and Interpretation. 524 pp.
- Hosking, J. 1988. The four parameter kappa Distribution. IBM research report. IBM Research Yorktown Heights. New York.
- Hosking, J. 1990. L-moments Analysis and Estimation of Distributions using Linear Combination of Order Statistics.. Journal of Stat Society, B, Vol 52:105-124.
- Hosking, J. y Wallis, J. 1993. Some statistics useful in regional frequency analysis. Water Resources Research. Vol 29(2): 271-281.
- Hosking, J. y Wallis J. 1997. Regional Flood Frequency Analysis: an Approach based on L-moments.. Cambridge University Press, New York. 245 pp.
- Hudson, H.E. y Hazen, R. 1964. Drought and low stream flow. Handbook of Applied hydrology. McGraw-Hill. New York. Capítulo 18.
- Institute of Water Resources, 2008. National Drought Atlas. Institute for Eater resources. US Army Corps of Engineers. 44 pp. Disponible en: [<http://www.iwr.usace.army.mil/iwr/atlas/Atlasintro.htm>].
- Jara, J. 1986. Análisis de frecuencias bayesiano de series de datos hidrológicos. Memoria Ingeniero Civil. Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas. Santiago. 128 pp.
- Jaiswal R., Goel N., Singh P. y Thomas T. 2003. L moments based flood frequency modelling. Journal of the Institution of Engineers. Civil Engineering Division. Vol: 84. pp: 1-10. India.
- Kite, G. 1977. Frequency and risk analyses in hydrology. Fort Collins, Colorado. Water Resources Publications. 224 pp.

- Krishnan, A. 1979. Definitions of droughts and factors relevant to specification of agricultural and hidrological droughts. Symposium of hydrological aspects of droughts, Nueva Delhi. Comité nacional indu para el Programa Hidrológico Internacional. 89 pp.
- Kysely, J., Picek, J., Huth, R., 2004. Regional analysis of extreme precipitation events in the Czech Republic. Slovak Agricultural University, Nitra. 34pp.
- Labbé, D. 1979. Análisis de datos de lluvia. Tesis Ingeniero Agrónomo. Universidad de Concepción. Facultad de Ciencias Agropecuarias y Forestales. Chillán. 95 pp.
- Landwehr, J.M., N.C. Matalas, y J.R. Wallis. 1979. Probability weighted moments compared with some traditional techniques in estimating Gumbel parameters and quantiles. Water Resources Research. Vol. 15: 1055-1064.
- Lettenmaier, D. y Potter, K. 1985. Testing flood frequency estimation methods using a regional flood generation model. Water Resources Research. Vol 14: 1903-14.
- Lettenmaier, D., Wallis, J., y Wood, E. 1987. Effect of regional heterogeneity on flood frequency estimations. Water Resources Research. Vol 23: 313-23.
- Matalas, N., Slack, J. y Wallis, J. 1975. Regional skew in search of a parent. Water Resources Research. Vol 11(6): 815-826.
- Natural Environmental Research Council. 1975. Flood studies report. London. Vol 1
- Obregón, I. 1977. Teoría de la probabilidad. México, D.F. Limusa. 448 pp.
- Okur, A. y Sorman, U. 2000. Application of at site regional regional frequency analyses by using the L-moments technique. Teknik Dergi. Vol 11(3): 2199-2218.
- Palmer, W. 1965. Meteorological drought. Research papper N 45. U.S. Departament of commerce weather Bureau. Washington D.C. 58 pp.
- Pizarro, R., Morales, C., Román, L., Vargas, J., Godoy, P. 2005. Aguas continentales. pp.71-103. *In*: Centro de Análisis de Políticas Públicas. Informe país estado del medio ambiente en Chile 2005. 2nd ed. LOM ediciones. Santiago, Chile. 371pp.
- Potter, K. y Lettenmaier, D. 1990. A comparision of regional fllood frequency estimations methods using a resampling method. Water Resources Research. Vol 26: 415-24.
- Ramdas, D. 1960. Crops and weather in India. Icar Nueva Delhi. India.
- Rivano, F. 2004. Análisis de eventos extremos de precipitación y su efecto en el diseño de drenaje superficial de tierras agrícolas del sur de chile. Tesis Universidad Austral de Chile. Facultad de Cs. Agrarias. 73 pp.

- Romesburg, C. 2004. Cluster Analysis for Researchers. North Carolina: Lulu Press.
- Rusell, C., Arey, D. y Kates, R. 1970. Drought and water supply. Johns Hopkins University Press. Baltimore. 232 pp.
- Salmi, T., A. Määttä, P. Anttila, T. Ruoho-Airola, y T. Amnell.. 2002. Detecting trends of annual values of atmospheric pollutants by the Mann-Kendall test and Sen's slope estimates -the excel template application Makesens. Publications of air quality N° 31. 35 pp. Disponible en: [[http://www.fmi.fi/kuvat/MAKESENS\\_MANUAL.pdf](http://www.fmi.fi/kuvat/MAKESENS_MANUAL.pdf)].
- Schaefer, M. 1990. Regional Analysis of precipitation annual maxima in Washington State. Washington State. Water resources. Vol 26:119:132.
- Shaefer, M., Barker, B., Taylor, G. y Wallis, J. 2002. Regional precipitation-frequency analysis and special mapping of precipitation for 24 hours and 2 hours duration in western Washington, prepared for Washington State Department of Transportation. MGS Enginnering Consultants. Olympia Wshington.
- Segovia, R. 2003. Reestructuración del sistema de clasificación de ecorregiones. Tesis P.Universidad Católica de Valparaíso. Fac. Agronomía. 292 pp.
- Stedinger, J., Vogel, R. y Foufoula-Georgiou, E. 1993. Frequency analysis of extreme events. Handbook of hydrology. New York. McGraw-Hill. 65 pp.
- Subrahmanyam, V. 1967. Incidence and spread of continental drought. Organization meteorologica mundial. Ginebra.
- SUDENE. 1981. As secas do nordeste. Uma Abargadem histórica de causas e efeitos. Superintendência do desenvolvimento do nordeste. Recife. 82 pp.
- SUDENE. 1999. O fenemeno das secas. Superintendência do desenvolvimento do nordeste. Disponible en: [<http://www.sudene.gov.br/nordeste/seca.html>].
- UNESCO. 2006. Guía metodológica para la elaboración del mapa de zonas áridas, semiáridas y subhúmedas secas de América Latina y El Caribe. CAZALAC. Documentos Técnicos del PHI\_LAC, N° 3. 59 pp.
- UNESCO-ROSTLAC. 1982. Guía metodológica para la elaboración del balance hídrico de América del Sur. Estudios e Informes en Hidrología. UNESCOROSTLAC, Montevideo. 173 pp.
- Valiente, M. 2001. Sequía: Definiciones, topologías y Métodos de Cuantificación. Universidad de Alicante. Instituto Universitario de Geografía. Investigaciones Geográficas. Vol 26: 59-80.

- Varas, E. 1982. Fundamentos de probabilidad y estadística para hidrología. Universidad Nacional Agraria La Molina. Facultad de Ingeniería Agrícola. Departamento de Recursos de Agua y Tierra. Lima. 141 pp.
- Varas, E. 1996. Características regionales de caudales máximos. Apuntes de Ingeniería. Chile. Vol 19(2): 49-62.
- Varas, E. y Bois, P. 1998. Hidrología probabilística. Universidad Católica de Chile. Santiago. 156 pp.
- Viglione, A., Laio, F., and Claps, P. 2007. A comparison of homogeneity tests for regional frequency analysis. *Water Resources Research*, Vol 43(3): 1-10.
- Villate, J. 2007. Atlas de capacidad sustentadora potencial para el reino templado de Chile. Tesis P. Universidad Católica de Valparaíso. Fac. de Agronomía. 102 pp.
- Wallis, J. y Wood, E. 1985. Estimation of the generalized extreme-value distribution by the method of probability-weighted moments. *Technometrics*. Vol 2: 251-61.
- Wallis, J. Lettenrmeir, D. Y Wood, E. 1991. A daily hydro-climatologic data set for the continental US. *Water Resources*. Vol 27:1657:1663.
- Wiesner, C. 1970. *Hydrometeorology*. Londres. Chapman and Hall. 232 pp.
- Wilhite, D. y Glantz, M. 1985. Understanding the drought phenomenon: the role definitions. *Water international*. Vol 10:111-120.
- Withe, E. 1975. Factor analysis of drainage properties: Classification of flood behavior in terms of basin gomorphology. *Water Resources Bulletin*. Vol 11:676:768.
- Yevjevich, V. 1978. *Probability and statistics in hydrology*. Fort Collins, Colorado. Water Resources Publications. 302 pp.
- Zalina, M., Desa, M., Nguyen, V. y Kassim, A. 2002. Selecting a probability distribution for extreme rainfall series in Malaysia. *Water Science and Technology*. Vol 45 (2): 63-68.

## ANEXO I

Expresiones de distribuciones de probabilidad basadas en los parámetros de los L-momentos comúnmente utilizadas en análisis regionales de frecuencia.

Distribuição	Generalizada de Pareto	Generalizada de Valores Extremos	Logística Generalizada	Log-Normal
$f(x)$	$\frac{\exp[-(1-k)y]}{\alpha}$ , onde $y = -\frac{\ln\left[1 - \frac{k(x-\zeta)}{\alpha}\right]}{k}$ , $k \neq 0$ $y = \frac{x-\zeta}{\alpha}$ , $k=0$	$\frac{\exp[-(1-k)y - \exp(-y)]}{\alpha}$ , onde $y = -\frac{\ln\left[1 - \frac{k(x-\zeta)}{\alpha}\right]}{k}$ , $k \neq 0$ $y = \frac{x-\zeta}{\alpha}$ , $k=0$	$\frac{\exp[-(1-k)y]}{\alpha[1+\exp(-y)]^2}$ , onde $y = -\frac{\ln\left[1 - \frac{k(x-\zeta)}{\alpha}\right]}{k}$ , $k \neq 0$ $y = \frac{x-\zeta}{\alpha}$ , $k=0$	$\frac{\exp(ky - y^2/2)}{\alpha\sqrt{2\pi}}$ , onde $y = -\frac{\ln\left[1 - \frac{k(x-\zeta)}{\alpha}\right]}{k}$ , $k \neq 0$ $y = \frac{x-\zeta}{\alpha}$ , $k=0$
$F(x)$	$1 - \exp(-y)$	$\exp[-\exp(-y)]$	$\frac{1}{1 + \exp(-y)}$	$\Phi(y)$ (ver Tabela 2.1)
$x(F)$	$\zeta + \frac{\alpha[1 - (1-F)^k]}{k}$ , $k \neq 0$ $\zeta - \alpha \ln(1-F)$ , $k=0$	$\zeta + \frac{\alpha[1 - (-\ln F)^k]}{k}$ , $k \neq 0$ $\zeta - \alpha \ln(-\ln F)$ , $k=0$	$\zeta + \frac{\alpha}{k} \left[1 - \left(\frac{1-F}{F}\right)^k\right]$ , $k \neq 0$ $\zeta - \alpha \ln[(1-F)/F]$ , $k=0$	não tem forma analítica explícita
$\lambda_1$	$\zeta + \frac{\alpha}{1+k}$	$\zeta + \frac{\alpha[1 - \Gamma(1+k)]}{k}$	$\zeta + \alpha \left[\frac{1}{k} - \frac{\pi}{\text{sen}(k\pi)}\right]$	$\zeta + \alpha \frac{1 - \exp(k^2/2)}{k}$
$\lambda_2$	$\frac{\alpha}{(1+k)(2+k)}$	$\frac{\alpha(1-2^{-k})\Gamma(1+k)}{k}$	$\frac{\alpha k \pi}{\text{sen}(k\pi)}$	$\frac{\alpha e^{k^2}}{k} \left[1 - 2\Phi\left(-\frac{k}{\sqrt{2}}\right)\right]$
$\tau_3$	$\frac{1-k}{3+k}$	$\frac{2(1-3^{-k})}{1-2^{-k}} - 3$	$-k$	$-k \frac{A_2 + A_1 k^2 + A_3 k^4 + A_4 k^6}{1 + B_1 k^2 + B_2 k^4 + B_3 k^6}$
$\tau_4$	$\frac{(1-k)(2-k)}{(3+k)(4+k)}$	$\frac{5(1-4^{-k}) - 10(1-3^{-k}) + 6(1-2^{-k})}{1-2^{-k}}$	$\frac{1+5k^2}{6}$	$\tau_4^0 + k^2 \frac{C_0 + C_1 k^2 + C_2 k^4 + C_3 k^6}{1 + D_1 k^2 + D_2 k^4 + D_3 k^6}$
Parâmetro de Posição	$\zeta = \lambda_1 - (2+k)\lambda_2$	$\zeta = \lambda_1 - \frac{\alpha[1 - \Gamma(1+k)]}{k}$	$\zeta = \lambda_1 - \alpha \left[\frac{1}{k} - \frac{\pi}{\text{sen}(k\pi)}\right]$	$\zeta = \lambda_1 - \frac{\alpha}{k} (1 - e^{k^2/2})$
Parâmetro de Escala	$\alpha = (1+k)(2+k)\lambda_2$	$\alpha = \frac{\lambda_2 k}{(1-2^{-k})\Gamma(1+k)}$	$\alpha = \frac{\lambda_2 \text{sen}(k\pi)}{k\pi}$	$\alpha = \frac{\lambda_2 k \exp(-k^2/2)}{1 - 2\Phi(-k/\sqrt{2})}$
Parâmetro de Forma	$k = \frac{1-3\tau_3}{1+\tau_3}$	$k \approx 7,8590c + 2,9554c^2$	$k = -\tau_3$	$k = -\tau_3 \frac{E_0 + E_1 \tau_3^2 + E_2 \tau_3^4 + E_3 \tau_3^6}{1 + F_1 \tau_3^2 + F_2 \tau_3^4 + F_3 \tau_3^6}$
Observações	-	$\Gamma(x) = \int_0^{\infty} t^{x-1} e^{-t} dt$ , $c = \frac{2}{3+\tau_3} - \frac{\ln 2}{\ln 3}$	-	Ver Tabela 2.3

$$1. \Phi_1(x) \approx 1 - 0.5(a_1 + a_2x + a_3x^2 + a_4x^3 + a_5x^4 + a_6x^5)^{-16},$$

where

$$a_1 = 0.9999998582, \quad a_2 = 0.487385796, \quad a_3 = 0.02109811045,$$

$$a_4 = 0.003372948927, \quad a_5 = -0.00005172897742, \quad a_6 = 0.0000856957942.$$

$$2. \Phi_2(x) \approx 1 - (2\pi)^{-1/2} \exp(-0.5x^2 - 0.94x^{-2}), \quad x \geq 5.5$$

$$3. \Phi_3(x) \approx \frac{\exp(2y)}{1 + \exp(2y)}, \quad y = 0.7988x(1 + 0.04417x^2).$$

$$4. \Phi_4(x) \approx 1 - 0.5 \exp\left(-\frac{(83x + 351)x + 562}{703/x + 165}\right).$$

## APÊNDICE I



Resumen de las características de las estaciones de monitoreo utilizadas en el análisis regional de frecuencia mediante el método de los L-momentos.

<b>Código</b>	<b>Estación</b>	<b>Región</b>	<b>UTM N</b>	<b>UTM E</b>	<b>Altitud</b>	<b>Fuente</b>
1	Aculeo Rangué	RM	6254613	319557	370	DMC
2	Alicahue	VR	6420380	335037	750	DGA
3	Antupiren	RM	6292595	359131	920	DGA
4	Artificio	VR	6414199	303116	250	DGA
5	Barrera Loncha	RM	6226383	298056	130	DGA
6	C. de Tango C. Soloa	RM	6278920	334567	500	DMC
7	Caleu	RM	6346307	313778	1150	DGA
8	Carmen de las Rosas	RM	6262347	300739	165	DGA
9	Casa Blanca	VR	6309718	275383	290	DGA
10	Casas de Alicahue	VR	6419350	330424	1000	DMC
11	Catopilco	VR	6394423	283882	95	DMC
12	Catemu	VR	6376565	318754	440	DGA
13	Central Florida	RM	6286661	356104	665	DMC
14	Central Los Morros	RM	6277253	345420	580	DMC
15	Cerro Calan	RM	6303810	357081	800	DGA
16	Cerros de Leyda	VR	6275570	266610	180	DGA
17	Chalaco	VR	6437764	331872	880	DGA
18	Colliguay	VR	6327912	299821	490	DGA
19	Curimon Escuela	VR	6371485	342164	712	DMC
20	El Ingenio Fundo	VR	6403958	297781	111	DMC
21	El Salvador	VR	6423711	304239	340	DGA
22	El Sobrante Hacienda	VR	6433051	331897	810	DGA
23	El Tranque Lepe Fundo	RM	6318594	302849	250	DMC
24	El Trapiche	VR	6432887	338866	1180	DGA
25	El Yeso Embalse	RM	6273104	399083	2475	DGA
26	Estero Rabuco	VR	6363270	301909	300	DGA
27	Farellones Sky Club	RM	6311004	379014	2400	DMC
28	Frutillar Alto	VR	6440339	308556	780	DGA
29	Fundo Las Bateas	RM	6353060	331135	800	DGA
30	Fundo Las dos Puertas	VR	6251459	254285	40	DGA
31	Hacienda Aculeo	RM	6254671	322642	550	DMC
32	Hierro Viejo	VR	6427210	311657	440	DGA
33	Huallilemu Fundo	VR	6301277	254895	34	DMC
34	Huechun Embalse	RM	6337211	332237	570	DGA
35	Huequen Hacienda	VR	6423644	267594	200	DMC
36	La Canela Fundo	VR	6379570	281077	450	DMC
37	La Ligua Esval	VR	6407427	286737	58	DMC
38	La Mostaza	VR	6411865	341945	1200	DGA

(continúa)

**Apéndice I:** Continuación.

<b>Codigo</b>	<b>Estación</b>	<b>Región</b>	<b>UTM N</b>	<b>UTM E</b>	<b>Altitud</b>	<b>Fuente</b>
39	La Obra del Maipo	RM	6283034	360799	799	DMC
40	La Vega Fundo	VR	6411565	308604	369	DMC
41	La Viña	VR	6410660	319780	370	DGA
42	Lago Peñuelas	VR	6329674	261645	360	DGA
43	Las Majadas	VR	6281175	264694	150	DMC
44	Las Melosas	RM	6248289	389224	1527	DGA
45	Las Pataguas	VR	6398391	300007	350	DGA
46	Las Puertas	VR	6404043	318463	350	DGA
47	Limache Esva	VR	6344523	284968	120	DMC
48	Llulliu Embalse	VR	6335543	293336	260	DGA
49	Lo Rojas	VR	6367232	287907	190	DGA
50	Longotoma	VR	6413583	276590	20	DGA
51	Longotoma Trapiche	VR	6420263	281756	600	DMC
52	Los Andes	VR	6365969	350240	820	DGA
53	Los Andes Comisaria	VR	6366063	350053	816	DMC
54	Los Aromos	VR	6350896	280800	100	DGA
55	Los Guindos	RM	6247629	292770	125	DGA
56	Los Panguiles	RM	6298195	311699	195	DGA
57	Los Rulos Fundo	RM	6312488	352615	670	DMC
58	Margamarga Embalse	VR	6336921	275794	160	DMC
59	Melipilla	RM	6269506	295282	165	DGA
60	Mina Cerro Negro	VR	6392967	324533	650	DGA
61	Palquico	VR	6429484	298523	450	DGA
62	Pedernal Hacienda	VR	6448825	330115	1100	DGA
63	Pichuncavi Hacienda	VR	6375663	271786	117	DMC
64	Pirque	RM	6272845	352877	670	DGA
65	Punta Panul Faro	VR	6282831	256911	63	DMC
66	Quebrada Alvarado	VR	6341122	303911	290	DGA
67	Queltehue Central	RM	6257524	388942	1365	DMC
68	Quillota	VR	6358041	293356	130	DGA
69	Quilpue Esva	VR	6338625	269526	101	DMC
70	Quintero	VR	6369861	260984	8	DMC
71	Resguardo Los Patos	VR	6403111	351664	1220	DGA
72	Riecillos	VR	6356403	373275	1290	DGA
73	Rincon de los Valles	RM	6353085	334460	900	DGA
74	Roderillo DGA	VR	6340116	258768	110	DGA
75	Roderillo DMC	VR	6337026	280462	350	DMC
76	Rungue Embalse	RM	6344884	321775	700	DGA
77	Saladillo Río Blanco	VR	6357229	379806	1490	DMC

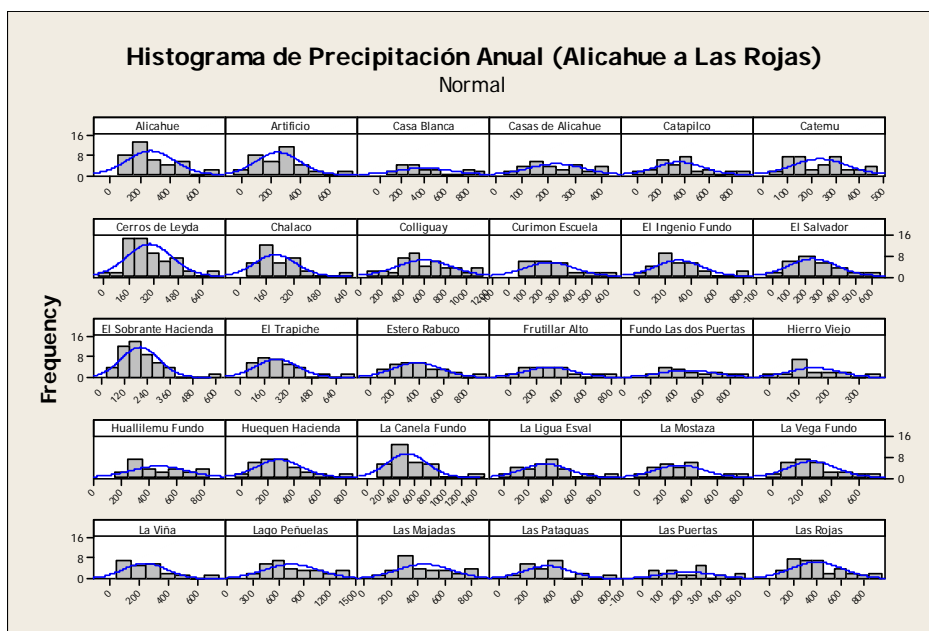
(continúa)

**Apéndice I:** Continuación.

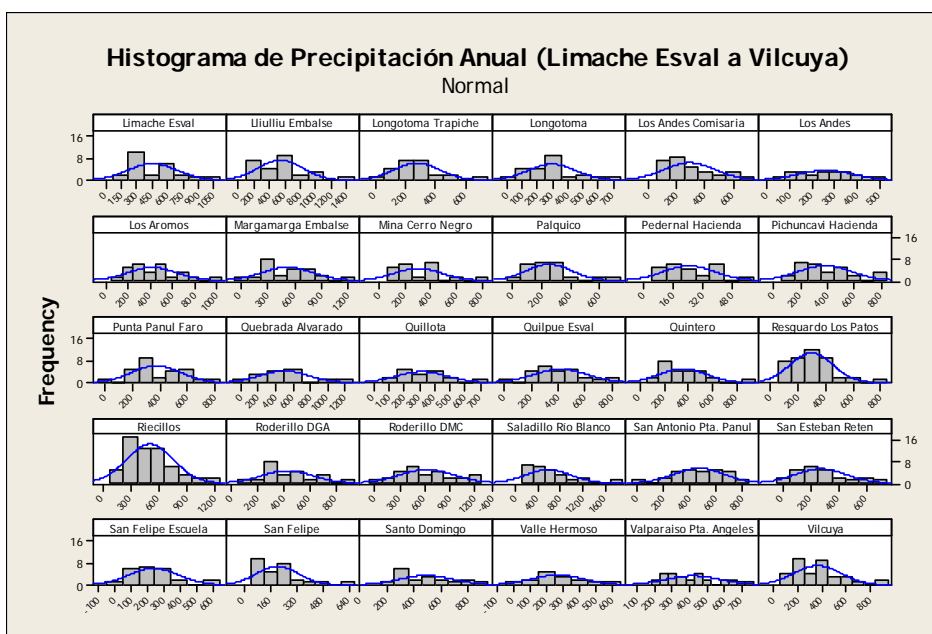
<b>Codigo</b>	<b>Estación</b>	<b>Región</b>	<b>UTM N</b>	<b>UTM E</b>	<b>Altitud</b>	<b>Fuente</b>
78	San Antonio Pta. Panul	VR	6282181	257210	150	DGA
79	San Esteban Reten	VR	6369735	348436	832	DMC
80	San Felipe	VR	6375364	338408	640	DGA
81	San Felipe Escuela	VR	6373740	370237	650	DMC
82	San Gabriel	RM	6261000	385603	1240	DGA
83	San Gabriel Reten	RM	6263032	385790	1200	DMC
84	San Jose de Maipo Reten	RM	6277311	374507	970	DGA
85	San Jose de Maipo S. Cor	RM	6277661	373247	992	DMC
86	Santiago Los Cerrillos	RM	6293861	343604	519	DMC
87	Santiago Pudahuel	RM	6304795	334122	475	DMC
88	Santiago Quinta Normal	RM	6299405	343514	520	DMC
89	Santo Domingo	VR	6279095	255458	71	DMC
90	Terrazas Oficina Central ]	RM	6297712	347149	560	DGA
91	Til-Til	RM	6337365	320070	580	DGA
92	Tobalaba Aeródromo	RM	6297773	357487	638	DMC
93	Valle Hermoso	VR	6408901	292532	80	DGA
94	Valle Hermoso Fundo	RM	6316112	347902	475	DMC
95	Valparaiso Pta. Angeles	VR	6343792	253824	41	DMC
96	Vilcuya	VR	6363187	362268	1100	DGA
97	Villa Alhue	RM	6232158	307453	195	DGA

## APÉNDICE II

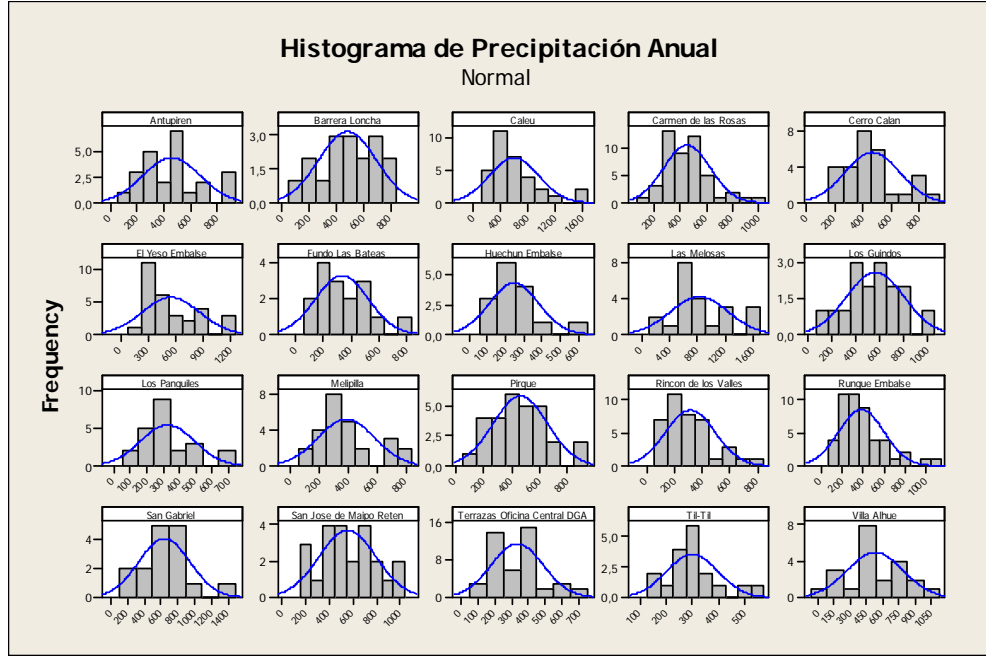
Histograma de frecuencias de la precipitación anual. Estación Alicahue a Lo Rojas. Región de Valparaíso.



Histograma de frecuencias de la precipitación anual. Estación Limache Esva a Vilcuya. Región de Valparaíso.



Histograma de frecuencias de la precipitación anual. Región Metropolitana.



## APÉNDICE III

Tabla de resultados del test de tendencia Mann-Kendall y la estadística de pendiente del Seno de las estaciones utilizadas en el análisis.

Código	Estación	n	Test Z	Signif.	Q	Qmin99	Qmax99	Qmin95	Qmax95
1	Aculeo Rangue	22	-0,226	N.S.	-4,400	-39,853	23,358	-26,380	18,202
2	Alicahue	38	1,006	N.S.	1,813	-3,273	6,870	-2,255	5,195
3	Antupiren	24	-0,819	N.S.	-3,339	-20,310	13,433	-14,293	9,176
4	Artificio	32	0,146	N.S.	0,217	-6,783	6,220	-5,050	4,887
5	Barrera Loncha	17	1,854	N.S.	16,431	-12,973	41,741	-3,833	34,199
6	C.de Tango C. Soloa	22	-0,846	N.S.	-7,945	-29,835	12,462	-21,909	8,102
7	Caleu	32	-0,341	N.S.	-1,661	-13,806	9,117	-11,524	7,145
8	Carmen de las Rosas	48	-0,969	N.S.	-1,432	-4,175	2,118	-3,690	1,231
9	Casa Blanca	16	0,315	N.S.	6,657	-29,023	20,651	-22,992	18,415
10	Casas de Alicahue	22	-1,184	N.S.	-3,479	-11,757	5,453	-9,308	3,794
11	Catapilco	25	-1,238	N.S.	-4,104	-14,818	8,373	-11,942	4,817
12	Catemu	35	-0,128	N.S.	-0,053	-3,734	3,651	-2,557	2,706
13	Central Florida	25	-0,724	N.S.	-3,636	-21,778	14,366	-16,632	10,527
14	Central Los Morros	19	-0,070	N.S.	-0,868	-26,235	22,753	-16,119	14,453
15	Cerro Calan	28	-0,020	N.S.	-0,074	-12,427	12,256	-8,751	10,621
16	Cerros de Leyda	58	1,509	N.S.	1,167	-0,978	3,387	-0,359	2,823
17	Chalaco	32	-0,341	N.S.	-0,646	-4,711	3,443	-3,778	2,412
18	Colliguay	41	0,180	N.S.	0,332	-6,144	6,762	-4,910	5,288
19	Curimon Escuela	20	-1,200	N.S.	-3,036	-16,842	7,474	-11,549	3,673
20	El Ingenio Fundo	28	-0,178	N.S.	-0,519	-9,323	10,861	-6,799	7,125
21	El Salvador	25	0,537	N.S.	1,903	-6,043	10,356	-4,850	6,696
22	El Sobrante Hacienda	50	-1,104	N.S.	-0,815	-2,653	1,133	-2,282	0,625
23	El Tranque Lepe Fundo	21	-0,936	N.S.	-7,479	-34,351	12,920	-24,737	8,453
24	El Trapiche	32	0,049	N.S.	0,088	-4,535	5,530	-3,257	3,903
25	El Yeso Embalse	30	-0,863	N.S.	-2,121	-1,343	18,596	-5,636	15,725
26	Estero Rabuco	29	-0,094	N.S.	-0,343	-9,086	7,840	-7,230	6,378
27	Farellones Sky Club	15	-0,693	N.S.	-4,823	-26,609	24,080	-18,901	14,075
28	Frutillar Alto	20	-0,390	N.S.	-2,390	-20,009	11,165	-12,943	7,829
29	Fundo Las Bateas	16	1,576	N.S.	13,801	-14,257	38,037	-1,095	26,279
30	Fundo Las dos Puertas	15	0,594	N.S.	12,567	-42,600	52,155	-30,081	41,224
31	Hacienda Aculeo	20	-0,487	N.S.	-8,653	-43,654	22,023	-34,222	13,216
32	Hierro Viejo	16	1,036	N.S.	2,017	-5,758	10,005	-2,791	6,882
33	Huallilemu Fundo	22	0,197	N.S.	1,695	-13,366	19,358	-11,613	15,392
34	Huechun Embalse	15	0,495	N.S.	3,811	-22,283	24,427	-12,679	18,630
35	Huequen Hacienda	29	-0,769	N.S.	-3,151	-11,162	8,744	-9,702	6,331
36	La Canela Fundo	30	-0,178	N.S.	-1,170	-12,568	15,135	-10,290	11,260
37	La Ligua Esva	25	-0,490	N.S.	-2,318	-12,271	13,220	-9,611	8,833

(continúa)

**Apéndice III: Continuación.**

<b>Codigo</b>	<b>Estación</b>	<b>n</b>	<b>Test Z</b>	<b>Signif.</b>	<b>Q</b>	<b>Qmin99</b>	<b>Qmax99</b>	<b>Qmin95</b>	<b>Qmax95</b>
38	La Mostaza	22	-0,338	N.S.	-1,013	-13,348	10,600	-9,655	5,836
39	La Obra del Maipo	20	-0,487	N.S.	-6,783	-52,856	35,927	-36,160	23,447
40	La Vega Fundo	26	0,397	N.S.	1,789	-8,549	12,103	-6,853	7,487
41	La Viña	22	-0,169	N.S.	-0,465	-12,340	8,424	-9,375	5,654
42	Lago Peñuelas	30	-0,321	N.S.	-1,257	-19,213	16,566	-13,684	11,130
43	Las Majadas	29	-0,994	N.S.	-3,668	-16,855	10,539	-13,205	5,239
44	Las Melosas	22	1,241	N.S.	7,475	-13,071	32,204	-6,377	21,029
45	Las Pataguas	21	-0,453	N.S.	-1,256	-14,986	9,839	-9,195	5,818
46	Las Puertas	18	0,000	N.S.	0,477	-11,505	12,344	-7,555	8,164
47	Limache Esval	24	-0,273	N.S.	-2,056	-16,941	19,800	-14,484	13,502
48	Lliulliu Embalse	26	-0,970	N.S.	-5,467	-23,719	13,992	-17,955	9,812
49	Lo Rojas	36	0,014	N.S.	0,027	-7,223	7,382	-5,295	5,397
50	Longotoma	15	0,198	N.S.	1,463	-25,350	19,477	-14,308	13,793
51	Longotoma Trapiche	24	-0,521	N.S.	-2,020	-10,470	8,963	-8,443	5,022
52	Los Andes	22	-0,226	N.S.	-0,850	-9,113	6,546	-5,471	5,547
53	Los Andes Comisaria	29	-0,657	N.S.	-2,788	-13,184	7,589	-9,398	5,201
54	Los Aromos	27	-1,251	N.S.	-3,279	-14,787	9,260	-12,141	4,283
55	Los Guindos	16	0,675	N.S.	12,062	-34,709	54,748	-20,399	44,589
56	Los Panguiles	23	-0,053	N.S.	-0,465	-14,088	11,266	-9,348	7,543
57	Los Rulos Fundo	16	-2,206	N.S.	-15,255	-48,932	7,613	-39,965	7,827
58	Margamarga Embalse	23	-0,211	N.S.	-2,229	-19,597	19,278	-14,293	13,554
59	Melipilla	26	0,661	N.S.	2,743	-10,042	14,435	-5,866	10,848
60	Mina Cerro Negro	21	-0,453	N.S.	-1,643	-18,364	10,971	-13,456	6,082
61	Palquico	24	-0,174	N.S.	-0,451	-8,997	7,031	-6,541	4,655
62	Pedral Hacienda	24	-0,223	N.S.	-0,457	-7,907	7,238	-5,159	5,165
63	Pichuncavi Hacienda	28	-0,573	N.S.	-2,089	-11,239	12,286	-9,046	6,811
64	Pirque	29	0,394	N.S.	1,393	-9,095	12,786	-6,781	9,310
65	Punta Panul Faro	28	-0,652	N.S.	-2,608	-13,686	10,286	-10,275	6,297
66	Quebrada Alvarado	15	-0,297	N.S.	-5,925	-67,521	34,672	-54,132	27,306
67	Queltehue Central	20	-0,097	N.S.	-2,661	-41,795	32,280	-26,263	25,385
68	Quillota	17	-1,195	N.S.	-4,213	-19,867	10,290	-14,089	6,253
69	Quilpue Esval	25	-0,631	N.S.	-3,109	-15,514	10,781	-11,444	5,798
70	Quintero	25	-0,257	N.S.	-1,697	-11,667	14,069	-9,399	9,802
71	Resguardo Los Patos	43	-1,308	N.S.	-1,667	-5,213	2,244	-4,314	1,104
72	Riecillos	61	-0,566	N.S.	-0,851	-4,598	2,645	-3,648	1,747
73	Rincon de los Valles	39	0,714	N.S.	1,320	-3,102	7,176	-2,357	5,535
74	Roderillo DGA	22	-1,579	N.S.	-6,833	-17,562	4,846	-14,242	1,702
75	Roderillo DMC	27	0,334	N.S.	2,070	-18,043	23,714	-13,583	19,345
76	Rungue Embalse	48	0,702	N.S.	1,146	-3,559	6,143	-2,390	4,909
77	Saladillo Río Blanco	25	-1,331	N.S.	-7,772	-34,863	13,370	-26,918	5,992
78	San Antonio Pta. Panul	26	-1,411	N.S.	-5,443	-15,904	4,923	-12,491	2,705

(continúa)

## Apéndice III: Continuación.

Codigo	Estación	n	Test Z	Signif.	Q	Qmin99	Qmax99	Qmin95	Qmax95
79	San Esteban Reten	24	-1,563	N.S.	-6,864	-17,897	5,809	-15,717	2,111
80	San Felipe	28	0,691	N.S.	0,903	-4,208	5,977	-2,408	4,824
81	San Felipe Escuela	24	0,000	N.S.	-0,368	-10,569	15,248	-7,466	10,652
82	San Gabriel	16	0,225	N.S.	1,728	-37,185	51,897	-24,274	37,118
83	San Gabriel Reten	15	0,792	N.S.	12,536	-45,377	47,477	-23,681	35,191
84	San Jose de Maipo Reten	23	-0,211	N.S.	-1,222	-18,632	15,929	-14,723	12,168
85	San Jose de Maipo S. Coi	24	-0,819	N.S.	-6,856	-26,976	16,296	-20,518	11,199
86	Santiago Los Cerrillos	23	0,000	N.S.	-0,592	-15,203	14,206	-10,524	10,428
87	Santiago Pudahuel	25	0,000	N.S.	-0,036	-10,538	10,361	-8,257	7,308
88	Santiago Quinta Normal	34	0,474	N.S.	1,123	-6,649	8,257	-4,224	6,132
89	Santo Domingo	18	0,455	N.S.	1,374	-12,005	23,999	-7,597	17,769
90	Terrazas Oficina Central	45	1,418	N.S.	2,415	-1,847	6,925	-0,874	6,012
91	Til-Til	18	0,379	N.S.	1,133	-11,882	13,210	-9,174	7,749
92	Tobalaba Aeródromo	20	0,292	N.S.	1,767	-21,659	18,735	-14,491	14,757
93	Valle Hermoso	15	0,050	N.S.	1,000	-21,941	14,707	-13,250	11,206
94	Valle Hermoso Fundo	20	-0,854	N.S.	-14,782	-31,459	1,146	-26,203	6,166
95	Valparaiso Pta. Angeles	27	1,209	N.S.	4,833	-6,146	17,777	-3,834	14,957
96	Vilcuya	36	1,131	N.S.	1,974	-3,943	8,654	-2,341	6,781
97	Villa Alhue	22	-0,790	N.S.	-4,250	-34,055	17,387	-23,477	11,687



## APÉNDICE IV

Tabla de resultados del test de correlación Durbin-Watson de las estaciones utilizadas en el análisis.

<b>Codigo</b>	<b>Estación</b>	<b>N</b>	<b>alfa</b>	<b>d</b>	<b>dL</b>	<b>dU</b>	<b>Signif</b>
1	Aculeo Rangue	22	0,05	2,78414	1,24	1,43	N.S.
2	Alicahue	38	0,05	2,40605	1,43	1,54	N.S.
3	Antupiren	24	0,05	2,76371	1,27	1,45	N.S.
4	Artificio	32	0,05	1,98675	1,37	1,50	N.S.
5	Barrera Loncha	17	0,05	2,27543	1,13	1,38	N.S.
6	Calera de Tango C. Soloa	22	0,05	2,77197	1,24	1,43	N.S.
7	Caleu	32	0,05	2,31891	1,37	1,5	N.S.
8	Carmen de las Rosas	48	0,05	2,46034	1,44	1,52	N.S.
9	Casa Blanca	16	0,05	2,22482	1,10	1,37	N.S.
10	Casas de Alicahue	22	0,05	1,8594	1,24	1,43	N.S.
11	Catapilco	25	0,05	2,6086	1,29	1,45	N.S.
12	Catemu	35	0,05	2,10619	1,40	1,52	N.S.
13	Central Florida	25	0,05	2,63245	1,29	1,45	N.S.
14	Central Los Morros	19	0,05	2,4035	1,18	1,49	N.S.
15	Cerro Calan	28	0,05	2,70264	1,33	1,48	N.S.
16	Cerros de Leyda	58	0,05	2,20193	1,61	1,69	N.S.
17	Chalaco	32	0,05	2,12603	1,37	1,50	N.S.
18	Colliguay	41	0,05	1,98172	1,44	1,54	N.S.
19	Curimon Escuela	20	0,05	2,34438	1,20	1,41	N.S.
20	El Ingenio Fundo	28	0,05	2,53515	1,34	1,48	N.S.
21	El Salvador	25	0,05	2,55442	1,29	1,45	N.S.
22	El Sobrante Hacienda	50	0,05	2,0928	1,50	1,59	N.S.
23	El Tranque Lepe Fundo	21	0,05	2,71774	1,22	1,42	N.S.
24	El Trapiche	32	0,05	2,58429	1,35	1,49	N.S.
25	El Yeso Embalse	30	0,05	2,5379	1,35	1,49	N.S.
26	Estero Rabuco	29	0,05	1,86594	1,34	1,48	N.S.
27	Farellones Sky Club	15	0,05	2,76791	1,08	1,36	N.S.
28	Frutillar Alto	20	0,05	2,4743	1,20	1,41	N.S.
29	Fundo Las Bateas	16	0,05	3,07409	1,1	1,37	N.S.
30	Fundo Las dos Puertas	15	0,05	2,09394	1,08	1,36	N.S.
31	Hacienda Aculeo	20	0,05	2,6348	1,2	1,41	N.S.
32	Hierro Viejo	16	0,05	2,12817	1,10	1,37	N.S.
33	Huallilemu Fundo	22	0,05	2,43841	1,24	1,43	N.S.
34	Huechun Embalse	15	0,05	2,74444	1,08	1,36	N.S.
35	Huequen Hacienda	29	0,05	2,58751	1,34	1,48	N.S.
36	La Canela Fundo	30	0,05	2,63647	1,35	1,49	N.S.
37	La Ligua Esval	25	0,05	2,65692	1,29	1,45	N.S.

(continúa)

## Apéndice IV: Continuación.

<b>Codigo</b>	<b>Estación</b>	<b>N</b>	<b>alfa</b>	<b>d</b>	<b>dL</b>	<b>dU</b>	<b>Signif</b>
38	La Mostaza	22	0,05	2,54753	1,24	1,43	N.S.
39	La Obra del Maipo	20	0,05	2,70122	1,2	1,41	N.S.
40	La Vega Fundo	26	0,05	2,58771	1,29	1,45	N.S.
41	La Viña	22	0,05	2,26758	1,24	1,43	N.S.
42	Lago Peñuelas	30	0,05	2,40167	1,35	1,49	N.S.
43	Las Majadas	29	0,05	2,33943	1,34	1,48	N.S.
44	Las Melosas	22	0,05	2,25357	1,24	1,43	N.S.
45	Las Pataguas	21	0,05	2,32874	1,22	1,42	N.S.
46	Las Puertas	18	0,05	2,28023	1,16	1,39	N.S.
47	Limache Esva	24	0,05	2,25213	1,27	1,45	N.S.
48	Llulliu Embalse	26	0,05	2,55483	1,29	1,45	N.S.
49	Lo Rojas	36	0,05	2,24889	1,39	1,53	N.S.
50	Longotoma	23	0,05	2,24705	1,26	1,44	N.S.
51	Longotoma Trapiche	24	0,05	1,9866	1,27	1,45	N.S.
52	Los Andes	22	0,05	2,05931	1,24	1,43	N.S.
53	Los Andes Comisaria	29	0,05	2,75461	1,34	1,48	N.S.
54	Los Aromos	27	0,05	2,40829	1,33	1,48	N.S.
55	Los Guindos	16	0,05	2,78697	1,1	1,37	N.S.
56	Los Panguiles	23	0,05	2,69893	1,26	1,44	N.S.
57	Los Rulos Fundo	16	0,05	1,85213	1,1	1,37	N.S.
58	Margamarga Embalse	23	0,05	2,44499	1,26	1,44	N.S.
59	Melipilla	26	0,05	2,5745	1,3	1,46	N.S.
60	Mina Cerro Negro	21	0,05	2,11472	1,22	1,42	N.S.
61	Palquico	24	0,05	2,33676	1,27	1,45	N.S.
62	Pedernal Hacienda	24	0,05	2,10775	1,27	1,45	N.S.
63	Pichuncavi Hacienda	28	0,05	2,66779	1,33	1,48	N.S.
64	Pirque	29	0,05	2,75447	1,34	1,48	N.S.
65	Punta Panul Faro	28	0,05	2,74197	1,33	1,48	N.S.
66	Quebrada Alvarado	15	0,05	2,79313	1,08	1,36	N.S.
67	Queltehue Central	20	0,05	2,80293	1,2	1,41	N.S.
68	Quillota	17	0,05	2,37722	1,12	1,37	N.S.
69	Quilpue Esva	25	0,05	2,00344	1,29	1,45	N.S.
70	Quintero	25	0,05	2,4607	1,29	1,45	N.S.
71	Resguardo Los Patos	43	0,05	2,20399	1,41	1,50	N.S.
72	Riecillos	61	0,05	1,97045	1,58	1,65	N.S.
73	Rincon de los Valles	39	0,05	2,54062	1,43	1,54	N.S.
74	Roderillo DGA	22	0,05	2,06686	1,24	1,43	N.S.
75	Roderillo DMC	27	0,05	2,3199	1,33	1,48	N.S.
76	Rungue Embalse	48	0,05	2,51468	1,44	1,5264	N.S.
77	Saladillo Río Blanco	25	0,05	2,35159	1,29	1,45	N.S.

(continúa)

**Apéndice IV: Continuación.**

<b>Código</b>	<b>Estación</b>	<b>N</b>	<b>alfa</b>	<b>d</b>	<b>dL</b>	<b>dU</b>	<b>Signif</b>
78	San Antonio Pta. Panul	26	0,05	2,26551	1,29	1,45	N.S.
79	San Esteban Reten	24	0,05	1,84505	1,27	1,45	N.S.
80	San Felipe	28	0,05	2,36448	1,33	1,48	N.S.
81	San Felipe Escuela	24	0,05	2,68183	1,27	1,45	N.S.
82	San Gabriel	16	0,05	2,514	1,1	1,37	N.S.
83	San Gabriel Reten	15	0,05	2,86757	1,08	1,36	N.S.
84	San Jose de Maipo Reten	23	0,05	2,65141	1,26	1,44	N.S.
85	San Jose de Maipo S. Com.	24	0,05	2,52668	1,27	1,45	N.S.
86	Santiago Los Cerrillos	23	0,05	2,67422	1,26	1,44	N.S.
87	Santiago Pudahuel	25	0,05	2,63562	1,29	1,45	N.S.
88	Santiago Quinta Normal	34	0,05	2,61658	1,39	1,51	N.S.
89	Santo Domingo	18	0,05	1,42459	1,16	1,39	N.S.
90	Terrazas Oficina Central DGA	45	0,05	2,58383	1,48	1,57	N.S.
91	Til-Til	18	0,05	1,42934	1,16	1,39	N.S.
92	Tobalaba Aeródromo	20	0,05	2,49445	1,2	1,41	N.S.
93	Valle Hermoso	15	0,05	2,09668	1,08	1,36	N.S.
94	Valle Hermoso Fundo	22	0,05	1,67784	1,24	1,43	N.S.
95	Valparaiso Pta. Angeles	27	0,05	2,14486	1,33	1,48	N.S.
96	Vilcuya	36	0,05	2,53986	1,39	1,53	N.S.
97	Villa Alhue	22	0,05	2,45528	1,24	1,43	N.S.

## APÉNDICE V

Resumen de estadísticas regresiones líneas de curvas doble acumuladas del análisis de consistencia. Región de Valparaíso.

<b>Código</b>	<b>Estación</b>	<b>Agrupacion</b>	<b>R cuadrado</b>	<b>R cuadrado ajustado</b>
2	Alicahue	1	0,997	0,997
4	Artificio	2	0,995	0,995
9	Casa Blanca	4	0,996	0,995
10	Casas de Alicahue	2	0,98	0,979
11	Catapilco	2	0,98	0,979
12	Catemu	3	0,99	0,99
17	Chalaco	3	0,994	0,994
19	Curimon Escuela	3	0,995	0,994
20	El Ingenio Fundo	3	0,992	0,991
21	El Salvador	2	0,998	0,998
24	El Trapiche	1	0,996	0,995
26	Estero Rabuco	2	0,999	0,999
28	Frutillar Alto	2	0,994	0,994
30	Fundo Las dos Puertas	4	0,998	0,997
32	Hierro Viejo	2	0,994	0,994
33	Huallilemu Fundo	4	0,992	0,992
35	Huequen Hacienda	2	0,999	0,999
36	La Canela Fundo	2	0,999	0,999
37	La Ligua Esva	2	0,983	0,982
38	La Mostaza	3	0,992	0,992
40	La Vega Fundo	3	0,996	0,996
41	La Viña	3	0,996	0,995
42	Lago Peñuelas	4	0,993	0,993
43	Las Majadas	4	0,998	0,998
45	Las Pataguas	3	0,999	0,999
46	Las Puertas	3	0,991	0,99
47	Limache Esva	5	0,992	0,991
48	Llulliu Embalse	5	0,996	0,996
50	Longotoma	2	0,999	0,999
51	Longotoma Trapiche	2	0,986	0,986
52	Los Andes	1	0,996	0,996
53	Los Andes Comisaria	1	0,985	0,984
54	Los Aromos	5	0,999	0,999
58	Margamarga Embalse	5	0,998	0,998
60	Mina Cerro Negro	3	0,998	0,998
61	Palquico	2	0,994	0,993
62	Pedernal Hacienda	2	0,993	0,993
63	Pichuncavi Hacienda	2	0,999	0,999
65	Punta Panul Faro	4	0,997	0,997
66	Quebrada Alvarado	5	0,996	0,995
68	Quillota	2	0,996	0,996
69	Quilpue Esva	3	0,977	0,976
70	Quintero	2	0,977	0,976
71	Resguardo Los Patos	1	0,993	0,993
74	Roderillo DGA	5	0,994	0,994
75	Roderillo DMC	5	0,997	0,997
77	Saladillo Rio Blanco	1	0,996	0,996
78	San Antonio Pta. Panul	4	0,996	0,996
79	San Esteban Reten	3	0,996	0,996
80	San Felipe	3	0,992	0,991
81	San Felipe Escuela	1	0,997	0,997
89	Santo Domingo	4	0,982	0,981
93	Valle Hermoso	3	0,994	0,993
95	Valparaiso Pta. Angeles	4	0,996	0,996
96	Vilcuya	1	0,997	0,997

Resumen de estadísticas regresiones líneas de curvas doble acumuladas del análisis de consistencia. Región de Valparaíso.

<b>Código</b>	<b>Estación</b>	<b>Agrupacion</b>	<b>R cuadrado</b>	<b>R cuadrado ajustado</b>
1	Aculeo Rangue	3	0,993	0,992
3	Antupiren	1	0,992	0,992
5	Barrera Loncha	3	0,994	0,993
6	Calera de Tango C. Soloa	1	0,99	0,989
7	Caleu	4	0,987	0,986
13	Central Florida	1	0,991	0,991
14	Central Los Morros	1	0,993	0,992
15	Cerro Calan	1	0,997	0,997
23	El Tranque Lepe Fundo	3	0,989	0,989
25	El Yeso Embalse	2	0,991	0,99
27	Farellones Sky Club	2	0,994	0,993
29	Fundo Las Bateas	4	0,99	0,989
31	Hacienda Aculeo	3	0,99	0,989
34	Huechun Embalse	4	0,998	0,998
39	La Obra del Maipo	1	0,989	0,988
55	Los Guindos	3	0,998	0,998
56	Los Panguiles	3	0,992	0,991
57	Los Rulos Fundo	1	0,982	0,981
59	Melipilla	3	0,993	0,993
64	Pirque	1	0,996	0,996
67	Queltehue Central	2	0,992	0,987
73	Rincon de los Valles	4	0,992	0,992
82	San Gabriel	2	0,992	0,991
83	San Gabriel Reten	2	0,994	0,993
84	San Jose de Maipo Reten	2	0,995	0,995
85	San Jose de Maipo S. Com.	2	0,991	0,99
86	Santiago Los Cerrillos	1	0,99	0,99
87	Santiago Pudahuel	1	0,998	0,998
88	Santiago Quinta Normal	1	0,993	0,992
91	Til-Til	4	0,998	0,997
92	Tobalaba Aeródromo	1	0,998	0,998
94	Valle Hermoso Fundo	1	0,996	0,995
97	Villa Alhue	3	0,998	0,997

### APÉNDICE VI

Resumen indicador de discordancia y homogeneidad región homogénea 1.

<b>Indicadores Di y H1 Region Homogenea 1</b>			
<b>Codigo</b>	<b>Estación</b>	<b>Di</b>	<b>H1</b>
11	Catopilco	0,15	0,17
20	El Ingenio Fundo	1,47	
35	Huequen Hacienda	0,24	
36	La Canela Fundo	0,53	
37	La Ligua Esva	0,99	
45	Las Pataguas	1,39	
50	Longotoma	0,95	
51	Longotoma Trapiche	0,46	
63	Pichungavi Hacienda	1,11	
70	Quintero	1,37	
94	Valle Hermoso	1,15	

Cuantiles por estación combinaciones mes de inicio Julio. Región Homogénea 2.

<b>Indicadores Di y H1 Region homogenea 2</b>			
<b>Codigo</b>	<b>Estación</b>	<b>Di</b>	<b>H1</b>
9	Casa Blanca	2,07	-0.11
16	Cerrillos de Leyda	2,53	
30	Fundo Las dos Puertas	0,18	
33	Huallilemu Fundo	0,62	
42	Lago Peñuelas	0,27	
43	Las Majadas	0,14	
47	Limache Esva	0,56	
49	Lo Rojas	0,38	
54	Los Aromos	0,49	
58	Marga-marga Embalse	0,58	
65	Pta. Panul Faro	0,62	
68	Quillota	0,74	
69	Quilpue Esva	0,37	
74	Roderillo DGA	0,20	
75	Roderillo DMC	0,92	
78	San Antonio Pta. Panaul	2,27	
89	Sto. Domingo	2,54	
95	Valparaíso Pta. Angeles	1,54	

Resumen indicador de discordancia y homogeneidad región homogénea 3.

<b>Indicadores Di y H1 Región Homogenea 3</b>			
<b>Codigo</b>	<b>Estación</b>	<b>Di</b>	<b>H1</b>
17	Chalaco	0,19	-1
21	El Salvador	1,01	
22	El Sobrante hacienda	1,77	
24	El Trapiche	0,29	
28	Frutillar Alto	1,53	
32	Hierro Viejo	0,43	
61	Palquico	0,71	
62	Pedernal Hacienda	2,07	

Resumen indicador de discordancia y homogeneidad región homogénea 4.

<b>Indicadores Di y H1 Región Homogenea 4</b>			
<b>Codigo</b>	<b>Estación</b>	<b>Di</b>	<b>H1</b>
2	Alicahue	0,63	0,7
4	Artificio	1,27	
10	Casas de Alicahue	1,67	
12	Catemu	1,54	
19	Curimon Escuela	1,64	
26	Esterero Rabuco	0,31	
38	La Mostaza	0,63	
41	La Viña	2,47	
46	Las Puertas	1,02	
52	Los Andes	1,09	
53	Los Andes Comisaria	1,19	
60	Mina Cerro Negro	0,29	
71	Resguardo Los Patos	0,61	
79	San Esteban Reten	0,83	
80	San Felipe	1,19	
81	San Felipe Escuela	0,3	
96	Vilcuya	0,31	

Resumen indicador de discordancia y homogeneidad región homogénea 5.

<b>Indicadores Di y H1 Región Homogenea 5</b>			
<b>Codigo</b>	<b>Estación</b>	<b>Di</b>	<b>H1</b>
7	Caleu	1,05	
18	Colliguay	1,79	
23	El Tranque Lepe Fundo	0,22	
29	Fundo Las Bateas	0,64	
34	Huechun Embalse	0,80	
48	Lliu-Iliu Embalse	0,29	
56	Los Panguiles	0,33	
57	Los Rulo Fundo	1,58	0,36
66	Quebrada Alvarado	0,11	
72	Riecillos	1,02	
73	Rincon de los Valles	0,14	
76	Rungue Embalse	0,18	
77	Saladillo Río Blanco	1,23	
91	Til-til	1,07	
94	Valle Hermoso Fundo	2,35	

Resumen indicador de discordancia y homogeneidad región homogénea 6.

<b>Indicadores Di y H1 Región Homogenea 6</b>			
<b>Codigo</b>	<b>Estación</b>	<b>Di</b>	<b>H1</b>
1	Aculeo Rangue	0,86	
5	Barrera Loncha	1,75	
6	C.de Tango C. Soba	0,46	
8	Carmen de las Rosas	2,3	
14	Central Los Morros	0,19	
31	Hacienda Aculeo	0,98	
55	Los Guindos	2,62	-1.38
59	Melipilla	0,12	
86	Stgo. Los Cerrillos	1,19	
87	Stgo. Pudahuel	1,30	
88	Stgo. Quinta Normal	0,44	
90	Terrazas Of Central DGA	0,44	
97	Villa Alhue	0,26	



Resumen indicador de discordancia y homogeneidad región homogénea 7.

<b>Indicadores Di y H1 Región Homogenea 7</b>			
<b>Codigo</b>	<b>Estación</b>	<b>Di</b>	<b>H1</b>
3	Antupiren	0,04	-1.89
13	Central Florida	0,24	
15	Cerro Calan	0,50	
25	El Yeso Embalse	2,27	
27	Farellones Sky Club	2,02	
39	La Obra del Maipo	0,83	
44	Las Melosas	0,24	
64	Pirque	0,60	
67	Queltehue Central	0,83	
82	San Gabriel	0,93	
83	San Gabriel Reten	2,38	
84	San Jose de Maipo Reten	1,69	
85	San jose de Maipo S. Com.	0,07	
92	Tobalaba Aeródromo	0,46	





























Cuantiles combinaciones mes de inicio Abril. Región Homogénea 5: Continuación.

Mes inicio-Duración	Estación	Probabilidad														
		0.01	0.02	0.05	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	0.95	0.98	0.99
Abril 30	Caleu	347.37	424.96	520.60	600.00	697.44	768.72	830.97	890.52	950.97	1017.74	1097.14	1210.82	1308.26	1421.95	1499.54
	Colliguay	507.62	621.01	760.77	876.80	1019.20	1123.36	1214.34	1301.36	1389.70	1487.27	1603.30	1769.43	1911.83	2077.96	2191.35
	El tranque Lepe Fundo	515.61	630.79	772.75	890.60	1035.24	1141.04	1233.45	1321.84	1411.57	1510.67	1628.53	1797.27	1941.91	2110.66	2225.83
	Fundo Las Bateas	389.57	476.59	583.85	672.90	782.18	862.12	931.94	998.72	1066.52	1141.40	1230.44	1357.94	1467.22	1594.72	1681.74
	Huechun Embalse	334.47	409.18	501.27	577.72	671.54	740.18	800.12	857.46	915.66	979.95	1056.40	1165.86	1259.69	1369.15	1443.86
	Llú-Llú Embalse	513.69	628.43	769.86	887.28	1031.38	1136.78	1228.84	1316.90	1406.30	1505.03	1622.45	1790.56	1934.66	2102.78	2217.52
	Los Panguiles	454.69	556.25	681.44	785.37	912.91	1006.21	1087.70	1165.65	1244.77	1332.17	1436.10	1584.90	1712.45	1861.26	1962.82
	Los Rulos Fundo	344.33	421.25	516.05	594.76	691.35	762.01	823.72	882.75	942.67	1008.86	1087.56	1200.25	1296.84	1409.54	1486.45
	Quebrada Alvarado	383.85	469.59	575.27	663.01	770.68	849.44	918.24	984.04	1050.84	1124.62	1212.35	1337.97	1445.65	1571.27	1657.01
	Riecillos	468.93	573.68	702.79	809.97	941.51	1037.74	1121.78	1202.17	1283.77	1373.90	1481.09	1634.56	1766.10	1919.57	2024.32
	Rincon de los Valles	403.00	493.02	603.97	696.09	809.14	891.83	964.06	1033.14	1103.27	1180.73	1272.85	1404.74	1517.79	1649.68	1739.70
	Rungue Embalse	430.09	526.17	644.58	742.89	863.54	951.79	1028.87	1102.60	1177.45	1260.12	1358.42	1499.18	1619.83	1760.59	1856.66
	Saladillo Río Blanci	462.87	566.26	693.70	799.50	929.34	1024.32	1107.27	1186.62	1267.17	1356.14	1461.94	1613.42	1743.26	1894.75	1998.14
	Til-Til	393.81	481.77	590.20	680.21	790.68	871.49	942.07	1009.58	1078.11	1153.80	1243.82	1372.70	1483.17	1612.05	1700.02
Valle Hermoso Fundo	363.39	444.57	544.62	627.68	729.62	804.18	869.31	931.60	994.84	1064.69	1147.75	1266.68	1368.62	1487.55	1568.72	
Abril 36	Caleu	313.98	461.23	618.22	732.99	856.42	938.70	1007.99	1071.87	1136.84	1208.29	1295.99	1433.49	1562.34	1731.24	1861.16
	Colliguay	458.84	674.02	903.44	1071.15	1251.52	1371.77	1473.03	1566.38	1661.31	1765.74	1893.89	2094.83	2283.11	2529.94	2719.80
	El tranque Lepe Fundo	466.06	684.62	917.65	1088.01	1271.22	1393.36	1496.21	1591.03	1687.46	1793.52	1923.70	2127.80	2319.05	2569.75	2762.60
	Fundo Las Bateas	352.13	517.27	693.34	822.05	960.47	1052.75	1130.47	1202.11	1274.96	1355.10	1453.46	1607.67	1752.16	1941.59	2087.30
	Huechun Embalse	302.33	444.11	595.27	705.77	824.62	903.85	970.57	1032.08	1094.63	1163.43	1247.87	1380.27	1504.33	1666.96	1792.06
	Llú-Llú Embalse	464.32	682.07	914.23	1083.94	1266.47	1388.15	1490.62	1585.09	1681.16	1786.83	1916.52	2119.86	2310.39	2560.16	2752.29
	Los Panguiles	410.99	603.73	809.22	959.44	1121.01	1228.71	1319.41	1403.03	1488.06	1581.60	1696.39	1876.37	2045.02	2266.10	2436.17
	Los Rulos Fundo	311.24	457.20	612.83	726.59	848.94	930.51	999.20	1062.52	1126.91	1197.75	1284.68	1420.98	1548.70	1716.13	1844.92
	Quebrada Alvarado	346.96	509.67	683.14	809.96	946.35	1037.28	1113.85	1184.44	1256.22	1335.18	1432.09	1584.03	1726.41	1913.04	2056.61
	Riecillos	423.86	622.64	834.57	989.50	1156.13	1267.21	1360.75	1446.98	1534.68	1631.15	1749.54	1935.16	2109.09	2337.10	2512.49
	Rincon de los Valles	364.27	535.10	717.23	850.38	993.58	1089.04	1169.43	1243.54	1318.91	1401.81	1503.55	1663.08	1812.55	2008.50	2159.24
	Rungue Embalse	388.76	571.07	765.45	907.55	1060.38	1162.26	1248.05	1327.14	1407.58	1496.05	1604.64	1774.89	1934.41	2143.54	2304.41
	Saladillo Río Blanci	418.38	614.59	823.78	976.71	1141.18	1250.82	1343.15	1428.27	1514.84	1610.05	1726.91	1910.13	2081.82	2306.88	2480.00
	Til-Til	355.96	522.89	700.87	830.98	970.91	1064.20	1142.76	1215.18	1288.82	1369.83	1469.26	1625.14	1771.21	1962.69	2109.99
Valle Hermoso Fundo	328.47	482.51	646.74	766.80	895.93	982.01	1054.50	1121.32	1189.28	1264.04	1355.78	1499.63	1634.41	1811.11	1947.03	





## Cuantiles combinaciones mes de inicio Julio. Región Homogénea 5: Continuación.

Mes inicio-Duración	Estación	Probabilidad														
		0.01	0.02	0.05	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	0.95	0.98	0.99
Julio 30	Caleu	349.17	415.04	499.85	574.73	670.37	743.45	810.22	874.28	942.85	1019.54	1114.28	1255.93	1383.15	1536.53	1646.61
	Colliguay	510.26	606.51	730.45	839.88	979.65	1086.44	1184.01	1277.63	1377.83	1489.91	1628.35	1835.35	2021.26	2245.41	2406.26
	El tranque Lepe Fundo	518.29	616.06	741.94	853.10	995.06	1103.54	1202.65	1297.73	1399.52	1513.35	1653.97	1864.24	2053.07	2280.74	2444.13
	Fundo Las Bateas	391.60	465.46	560.58	644.56	751.82	833.79	908.66	980.51	1057.41	1143.42	1249.67	1408.53	1551.20	1723.22	1846.67
	Huechun Embalse	336.21	399.63	481.29	553.39	645.48	715.85	780.14	841.82	907.84	981.69	1072.91	1209.30	1331.79	1479.48	1585.47
	Llú-Llú Embalse	516.35	613.76	739.17	849.92	991.35	1099.42	1198.16	1292.89	1394.29	1507.70	1647.80	1857.28	2045.41	2272.23	2435.01
	Los Panguiles	457.05	543.26	654.27	752.30	877.48	973.14	1060.54	1144.39	1234.15	1334.53	1458.54	1643.95	1810.47	2011.24	2155.33
	Los Rulos Fundo	346.12	411.41	495.48	569.72	664.52	736.97	803.15	866.65	934.62	1010.64	1104.55	1244.97	1371.08	1523.12	1632.23
	Quebrada Alvarado	385.84	458.62	552.34	635.09	740.77	821.53	895.31	966.09	1041.87	1126.61	1231.30	1387.82	1528.40	1697.89	1819.53
	Riecillos	471.37	560.28	674.77	775.87	904.97	1003.63	1093.76	1180.24	1272.81	1376.34	1504.23	1695.46	1867.19	2074.25	2222.85
	Rincon de los Valles	405.09	481.51	579.90	666.78	777.74	862.52	939.98	1014.30	1093.85	1182.83	1292.74	1457.08	1604.67	1782.62	1910.32
	Rungue Embalse	432.33	513.88	618.89	711.61	830.02	920.51	1003.18	1082.49	1167.40	1262.35	1379.65	1555.04	1712.55	1902.46	2038.75
	Saladillo Río Blanci	465.27	553.04	666.05	765.83	893.27	990.65	1079.62	1164.98	1256.35	1358.54	1484.78	1673.53	1843.05	2047.43	2194.11
	Til-Til	395.85	470.52	566.67	651.57	760.00	842.85	918.54	991.17	1068.90	1155.85	1263.25	1423.84	1568.07	1741.96	1866.75
Valle Hermoso Fundo	365.28	434.18	522.91	601.25	701.30	777.75	847.60	914.61	986.35	1066.58	1165.69	1313.87	1446.96	1607.42	1722.57	
Julio 36	Caleu	462.31	552.18	661.53	752.48	860.75	939.78	1007.99	1072.96	1139.00	1210.46	1295.99	1416.17	1517.95	1634.88	1715.00
	Colliguay	675.60	806.92	966.72	1099.63	1257.85	1373.35	1473.03	1567.96	1664.47	1768.90	1893.89	2069.52	2218.24	2389.12	2506.20
	El tranque Lepe Fundo	686.23	819.62	981.94	1116.93	1277.64	1394.96	1496.21	1592.64	1690.67	1796.74	1923.70	2102.09	2253.15	2426.72	2545.65
	Fundo Las Bateas	518.48	619.27	741.91	843.90	965.33	1053.97	1130.47	1203.32	1277.39	1357.53	1453.46	1588.24	1702.38	1833.52	1923.37
	Huechun Embalse	445.15	531.68	636.97	724.54	828.79	904.89	970.57	1033.12	1096.71	1165.52	1247.87	1363.59	1461.59	1574.18	1651.32
	Llú-Llú Embalse	683.67	816.56	978.27	1112.76	1272.87	1389.75	1490.62	1586.69	1684.36	1790.03	1916.52	2094.24	2244.74	2417.66	2536.14
	Los Panguiles	605.14	722.77	865.91	984.95	1126.67	1230.13	1319.41	1404.45	1490.89	1584.43	1696.39	1853.70	1986.91	2139.97	2244.84
	Los Rulos Fundo	458.28	547.36	655.76	745.91	853.23	931.58	999.20	1063.59	1129.06	1199.89	1284.68	1403.81	1504.70	1620.61	1700.03
	Quebrada Alvarado	510.86	610.16	731.00	831.50	951.14	1038.48	1113.85	1185.63	1258.61	1337.58	1432.09	1564.89	1677.35	1806.56	1895.10
	Riecillos	624.10	745.42	893.04	1015.81	1161.97	1268.67	1360.75	1448.45	1537.60	1634.07	1749.54	1911.77	2049.16	2207.02	2315.17
	Rincon de los Valles	536.35	640.61	767.48	872.99	998.60	1090.29	1169.43	1244.80	1321.42	1404.32	1503.55	1642.98	1761.05	1896.71	1989.66
	Rungue Embalse	572.41	683.68	819.08	931.68	1065.74	1163.60	1248.05	1328.49	1410.26	1498.73	1604.64	1753.44	1879.45	2024.23	2123.43
	Saladillo Río Blanci	616.03	735.78	881.49	1002.68	1146.95	1252.26	1343.15	1429.72	1517.72	1612.94	1726.91	1887.05	2022.67	2178.48	2285.24
	Til-Til	524.12	626.00	749.97	853.08	975.82	1065.43	1142.76	1216.40	1291.28	1372.29	1469.26	1605.50	1720.88	1853.45	1944.28
Valle Hermoso Fundo	483.64	577.65	692.05	787.19	900.46	983.14	1054.50	1122.46	1191.55	1266.30	1355.78	1481.51	1587.98	1710.30	1794.12	



## Cuantiles combinaciones mes de inicio Abril. Región Homogénea 6: Continuación.

Mes inicio-Duración	Estación	0.01	0.02	0.05	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	0.95	0.98	0.99
Abril 36	Aculeo Rangue	549.33	629.94	745.10	839.53	945.48	1019.19	1081.38	1138.96	1198.84	1264.48	1347.40	1475.23	1598.46	1761.99	1888.67
	Barrera Loncha	484.81	555.96	657.59	740.94	834.44	899.49	954.38	1005.19	1058.05	1115.98	1189.16	1301.98	1410.73	1555.05	1666.86
	C. Tango C. Soloa	419.40	480.95	568.87	640.97	721.86	778.14	825.62	869.58	915.30	965.42	1028.72	1126.32	1220.40	1345.25	1441.97
	Carmen de Las Rosas	368.78	422.90	500.21	563.61	634.74	684.22	725.96	764.62	804.82	848.89	904.56	990.37	1073.10	1182.88	1267.93
	Central Los Morros	411.05	471.38	557.55	628.22	707.50	762.65	809.18	852.27	897.08	946.20	1008.25	1103.90	1196.11	1318.48	1413.27
	Hacienda Aculeo	519.51	595.75	704.66	793.97	894.17	963.88	1022.69	1077.14	1133.78	1195.86	1274.28	1395.17	1511.71	1666.36	1786.17
	Los Guindos	698.86	801.42	947.94	1068.08	1202.87	1296.64	1375.75	1449.01	1525.20	1608.71	1714.20	1876.83	2033.59	2241.64	2402.81
	Melipilla	572.64	656.67	776.72	875.16	985.61	1062.44	1127.27	1187.29	1249.72	1318.15	1404.59	1537.84	1666.29	1836.77	1968.82
	Stgo. Los cerrillos	421.25	483.07	571.38	643.80	725.05	781.57	829.25	873.41	919.33	969.67	1033.26	1131.28	1225.78	1351.18	1448.33
	Stgo. Pudahuel	385.71	442.32	523.18	589.49	663.88	715.63	759.30	799.73	841.78	887.87	946.09	1035.85	1122.37	1237.20	1326.15
	Stgo. Quinta Normal	422.50	484.51	573.08	645.71	727.20	783.89	831.72	876.01	922.07	972.55	1036.33	1134.65	1229.42	1355.20	1452.63
	Terrazas Of. Central DGA	390.36	447.65	529.49	596.60	671.89	724.26	768.45	809.37	851.93	898.58	957.50	1048.34	1135.90	1252.11	1342.14
	Villa Ahue	513.85	589.26	696.98	785.32	884.42	953.37	1011.54	1065.40	1121.42	1182.82	1260.38	1379.96	1495.22	1648.19	1766.69



## Cuantiles combinaciones mes de inicio Julio. Región Homogénea 6: Continuación.

Mes inicio-Duración	Estación	Probabilidad														
		0.01	0.02	0.05	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	0.95	0.98	0.99
Julio 36	Aculeo Rangue	686.92	754.40	861.01	958.18	1082.34	1174.11	1256.43	1333.36	1414.33	1502.05	1607.31	1761.16	1892.07	2045.92	2151.18
	Barrera Loncha	610.72	670.72	765.50	851.89	962.28	1043.87	1117.06	1185.45	1257.44	1335.43	1429.02	1565.80	1682.19	1818.97	1912.56
	C. Tango C. Sola	527.04	578.82	660.62	735.17	830.43	900.84	964.00	1023.02	1085.15	1152.46	1233.22	1351.26	1451.70	1569.74	1650.51
	Carmen de Las Rosas	471.92	518.28	591.52	658.28	743.57	806.62	863.18	916.02	971.65	1031.92	1104.24	1209.93	1299.86	1405.56	1477.88
	Central Los Morros	501.85	551.15	629.04	700.02	790.73	857.78	917.92	974.12	1033.28	1097.36	1174.27	1286.66	1382.30	1494.70	1571.60
	Hacienda Aculeo	657.53	722.12	824.17	917.18	1036.02	1123.87	1202.67	1276.30	1353.81	1437.77	1538.53	1685.80	1811.10	1958.37	2059.13
	Los Guindos	829.54	911.03	1039.78	1157.12	1307.06	1417.88	1517.30	1610.19	1707.98	1813.91	1941.03	2126.82	2284.91	2470.70	2597.82
	Melipilla	738.00	810.49	925.04	1029.43	1162.82	1261.41	1349.86	1432.50	1519.50	1613.74	1726.83	1892.12	2032.76	2198.05	2311.14
	Stgo. Los cerrillos	554.22	608.67	694.69	773.08	873.26	947.30	1013.72	1075.78	1141.11	1211.89	1296.82	1420.95	1526.57	1650.70	1735.63
	Stgo. Pudahuel	519.94	571.02	651.72	725.27	819.24	888.71	951.02	1009.24	1070.53	1136.93	1216.61	1333.06	1432.14	1548.59	1628.27
	Stgo. Quinta Normal	543.38	596.76	681.10	757.96	856.18	928.77	993.89	1054.74	1118.79	1188.18	1271.45	1393.15	1496.71	1618.41	1701.67
	Terrazas Of. Central DGA	498.34	547.29	624.63	695.13	785.20	851.77	911.50	967.30	1026.04	1089.68	1166.05	1277.66	1372.63	1484.24	1560.61
Villa Alhue	655.92	720.36	822.16	914.94	1033.50	1121.13	1199.73	1273.19	1350.51	1434.27	1534.78	1681.69	1806.69	1953.59	2054.11	



Cuantiles combinaciones mes de inicio Abril. Región Homogénea 7: Continuación.

Mes inicio-Duración	Estación	Probabilidad														
		0.01	0.02	0.05	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	0.95	0.98	0.99
Abril 30	Antupiren	407.67	451.29	517.12	576.60	649.57	701.92	747.92	790.75	833.57	880.37	935.89	1012.82	1077.06	1150.03	1200.00
	Central Florida	570.80	631.87	724.05	807.33	909.50	982.79	1047.20	1107.17	1167.14	1232.66	1310.39	1418.11	1508.06	1610.23	1680.19
	Cerro Calan	575.36	636.92	729.83	813.79	916.77	990.65	1055.57	1116.02	1176.46	1242.51	1320.86	1429.44	1520.11	1623.09	1693.61
	El Yeso Embalse	700.00	774.91	887.94	990.08	1115.38	1205.26	1284.25	1357.79	1431.33	1511.68	1607.01	1739.11	1849.43	1974.72	2060.52
	Farellones Sky Club	535.14	592.40	678.81	756.90	852.68	921.40	981.78	1038.00	1094.22	1155.65	1228.53	1329.52	1413.85	1509.63	1575.22
	La Obra del Maipo	694.93	769.29	881.50	982.90	1107.29	1196.52	1274.94	1347.94	1420.95	1500.72	1595.36	1726.50	1836.02	1960.40	2045.58
	Las Melosas	808.65	895.18	1025.76	1143.75	1288.49	1392.33	1483.57	1568.53	1653.49	1746.31	1856.44	2009.04	2136.47	2281.21	2380.33
	Pirque	832.17	921.21	1055.59	1177.01	1325.96	1432.82	1526.72	1614.14	1701.57	1797.09	1910.42	2067.46	2198.60	2347.55	2449.55
	Queltehue Central	813.21	900.23	1031.55	1150.20	1295.76	1400.18	1491.94	1577.38	1662.81	1756.16	1866.91	2020.37	2148.53	2294.08	2393.76
	San Gabriel	981.48	1086.51	1244.99	1388.21	1563.88	1689.91	1800.66	1903.77	2006.88	2119.55	2253.21	2438.43	2593.10	2768.78	2889.07
	San Gabriel Reten	871.36	964.60	1105.30	1232.45	1388.41	1500.30	1598.62	1690.16	1781.71	1881.73	2000.40	2164.83	2302.15	2458.11	2564.91
	San Jose de Maipo Reten	896.67	992.62	1137.41	1268.25	1428.75	1543.88	1645.06	1739.27	1833.47	1936.40	2058.51	2227.73	2369.03	2529.53	2639.43
	San Jose de Maipo S. Com.	736.69	815.52	934.48	1041.97	1173.83	1268.43	1351.55	1428.95	1506.35	1590.91	1691.24	1830.26	1946.35	2078.21	2168.51
	Tobalaba Aeródromo	622.33	688.92	789.41	880.22	991.60	1071.51	1141.74	1207.12	1272.50	1343.93	1428.69	1546.13	1644.20	1755.59	1831.86
Abril 36	Antupiren	529.17	573.91	643.38	706.20	785.19	843.25	894.65	944.14	993.63	1048.83	1113.55	1207.77	1286.77	1379.09	1442.85
	Central Florida	740.93	803.56	900.84	988.79	1099.40	1180.68	1252.64	1321.94	1391.23	1468.53	1559.14	1691.07	1801.68	1930.94	2020.22
	Cerro Calan	746.85	809.98	908.04	996.69	1108.18	1190.12	1262.66	1332.50	1402.35	1480.26	1571.60	1704.58	1816.07	1946.37	2036.37
	El Yeso Embalse	908.64	985.45	1104.75	1212.61	1348.26	1447.95	1536.20	1621.18	1706.16	1800.94	1912.07	2073.86	2209.51	2368.03	2477.52
	Farellones Sky Club	694.64	753.36	844.56	927.02	1030.71	1106.92	1174.39	1239.36	1304.32	1376.78	1461.74	1585.43	1689.12	1810.31	1894.01
	La Obra del Maipo	902.05	978.31	1096.74	1203.82	1338.48	1457.45	1525.06	1609.42	1693.79	1787.88	1898.21	2058.83	2193.48	2350.86	2459.56
	Las Melosas	1049.67	1138.40	1276.22	1400.82	1557.52	1672.68	1774.63	1872.80	1970.97	2080.47	2208.84	2395.75	2552.44	2735.57	2862.06
	Pirque	1080.20	1171.51	1313.33	1441.56	1602.81	1721.32	1826.23	1927.26	2028.28	2140.97	2273.08	2465.41	2626.67	2815.12	2945.28
	Queltehue Central	1055.59	1144.83	1283.42	1408.72	1566.30	1682.12	1784.64	1883.36	1982.09	2092.20	2221.30	2409.26	2566.84	2751.00	2878.20
	San Gabriel	1274.02	1381.71	1548.99	1700.22	1890.41	2030.18	2153.92	2273.07	2392.22	2525.12	2680.94	2907.79	3097.97	3320.24	3473.76
	San Gabriel Reten	1131.07	1226.68	1375.19	1509.45	1678.30	1802.39	1912.24	2018.03	2123.81	2241.80	2380.13	2581.53	2750.37	2947.70	3084.00
	San Jose de Maipo Reten	1163.93	1262.32	1415.14	1553.30	1727.06	1854.75	1967.80	2076.65	2185.51	2306.93	2449.28	2656.52	2830.28	3033.34	3173.59
	San Jose de Maipo S. Com.	956.26	1037.10	1162.65	1276.17	1418.92	1523.83	1616.71	1706.14	1795.58	1895.33	2012.28	2182.55	2325.20	2492.14	2607.37
	Tobalaba Aeródromo	807.81	876.10	982.16	1078.05	1198.64	1287.27	1365.73	1441.28	1516.83	1601.10	1699.89	1843.73	1964.32	2105.25	2202.60



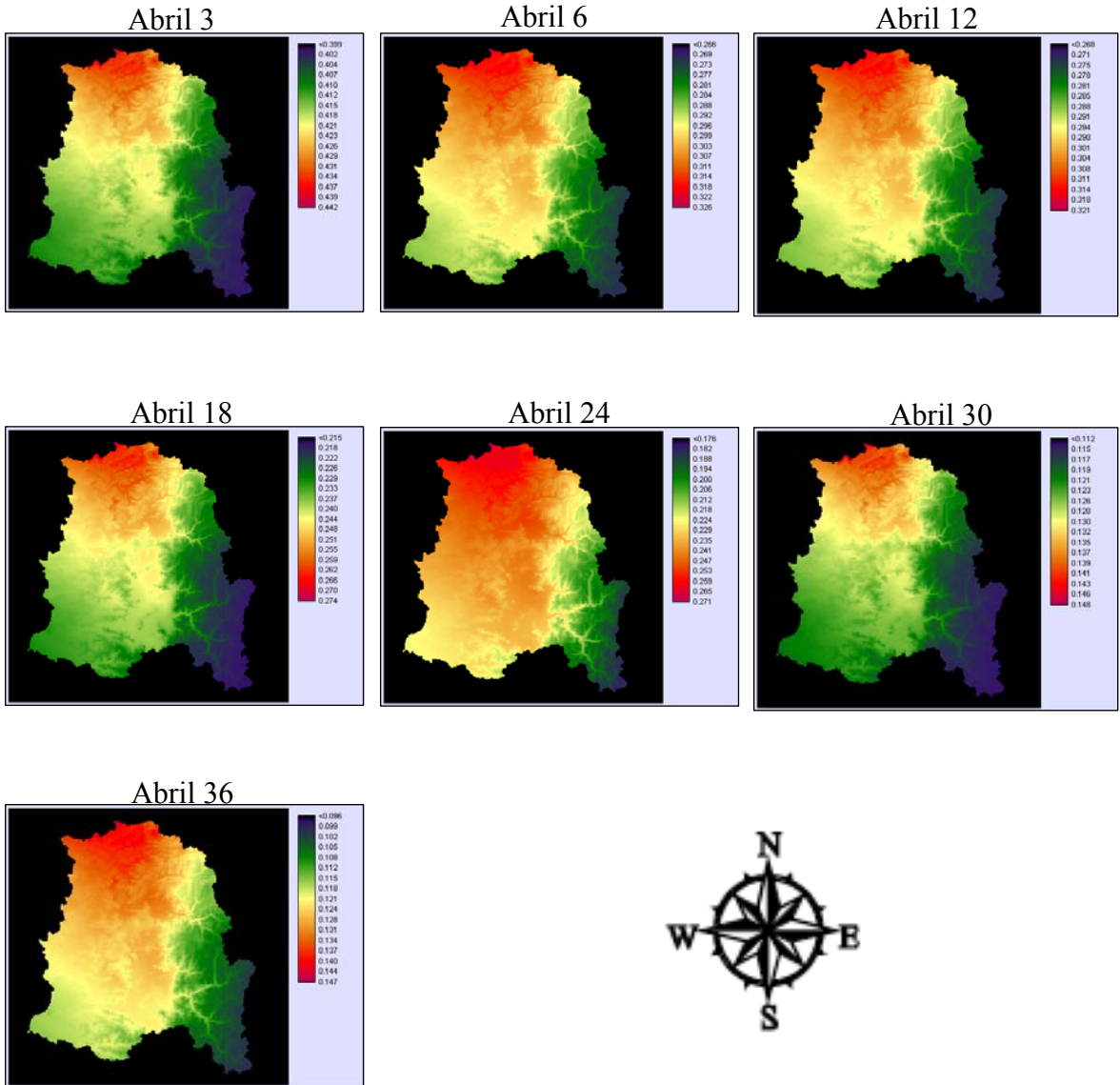


## Cuantiles combinaciones mes de inicio Julio. Región Homogénea 7: Continuación.

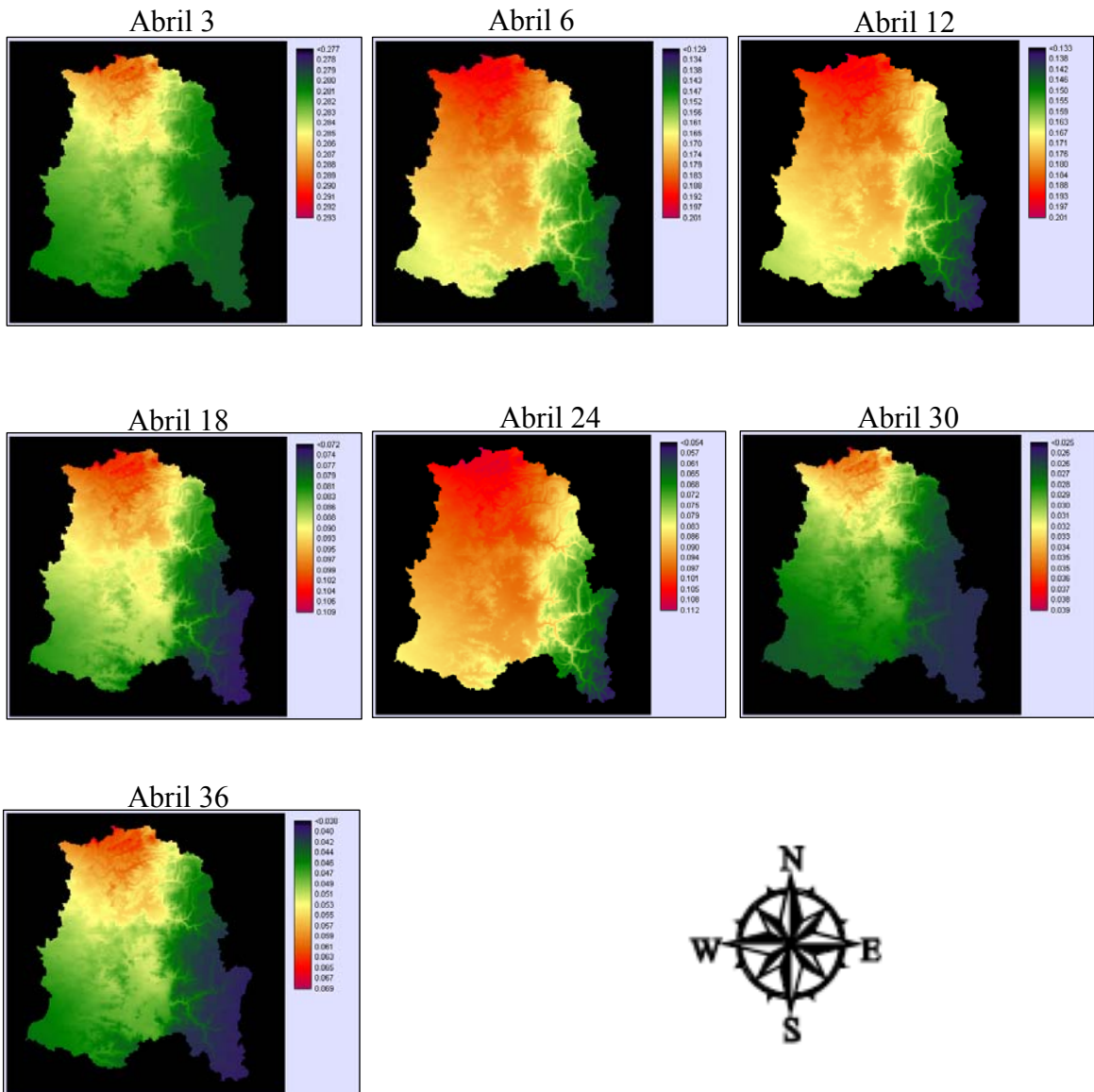
Mes inicio-Duración	Estación	Probabilidad														
		0.01	0.02	0.05	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	0.95	0.98	0.99
Julio 30	Antupiren	528.92	561.81	614.26	664.93	730.71	781.38	826.71	872.05	919.16	971.61	1037.39	1135.17	1221.40	1326.29	1400.97
	Central Florida	496.12	526.97	576.16	623.69	685.39	732.92	775.45	817.97	862.16	911.36	973.06	1064.78	1145.66	1244.05	1314.09
	Cerro Calan	515.31	547.35	598.45	647.81	711.90	761.27	805.44	849.61	895.51	946.61	1010.69	1105.96	1189.97	1292.17	1364.91
	El Yeso Embalse	624.53	663.36	725.29	785.12	862.79	922.62	976.15	1029.68	1085.31	1147.24	1224.91	1340.37	1442.18	1566.04	1654.21
	Farellones Sky Club	488.87	519.27	567.74	614.58	675.38	722.21	764.11	806.01	849.56	898.04	958.84	1049.22	1128.91	1225.86	1294.88
	La Obra del Maipo	733.86	779.49	852.26	922.56	1013.83	1084.14	1147.04	1209.94	1275.31	1348.08	1439.35	1575.02	1694.66	1840.20	1943.80
	Las Melosas	853.68	906.76	991.41	1073.19	1179.36	1261.15	1334.32	1407.49	1483.53	1568.18	1674.35	1832.18	1971.35	2140.65	2261.17
	Pirque	514.19	546.17	597.15	646.41	710.36	759.62	803.69	847.77	893.57	944.56	1008.51	1103.57	1187.39	1289.37	1361.96
	Queltehue Central	810.84	861.26	941.66	1019.34	1120.18	1197.86	1267.36	1336.86	1409.08	1489.49	1590.33	1740.23	1872.42	2033.22	2147.69
	San Gabriel	707.64	751.65	821.81	889.61	977.61	1045.41	1106.06	1166.72	1229.75	1299.92	1387.93	1518.75	1634.12	1774.45	1874.36
	San Gabriel Reten	792.65	841.94	920.54	996.48	1095.06	1170.99	1238.93	1306.88	1377.48	1456.08	1554.66	1701.20	1830.43	1987.62	2099.53
	San Jose de Maipo Reten	624.08	662.89	724.77	784.56	862.18	921.96	975.45	1028.95	1084.54	1146.42	1224.04	1339.41	1441.15	1564.92	1653.03
	San Jose de Maipo S. Com.	583.36	619.64	677.48	733.37	805.92	861.80	911.81	961.81	1013.77	1071.62	1144.17	1252.02	1347.12	1462.81	1545.17
	Tobalaba Aeródromo	408.43	433.83	474.33	513.46	564.25	603.38	638.39	673.40	709.78	750.28	801.07	876.58	943.17	1024.16	1081.83
Julio 36	Antupiren	571.76	625.10	706.17	780.84	873.65	941.92	1001.65	1059.26	1116.86	1179.80	1255.54	1362.21	1452.88	1558.49	1629.96
	Central Florida	536.31	586.34	662.38	732.42	819.47	883.51	939.54	993.57	1047.60	1106.64	1177.68	1277.73	1362.78	1461.84	1528.88
	Cerro Calan	557.05	609.02	688.00	760.75	851.17	917.68	975.88	1032.00	1088.12	1149.44	1223.23	1327.15	1415.49	1518.38	1588.01
	El Yeso Embalse	675.12	738.10	833.82	921.99	1031.57	1112.18	1182.72	1250.73	1318.75	1393.06	1482.49	1608.45	1715.51	1840.20	1924.59
	Farellones Sky Club	528.47	577.77	652.70	721.72	807.49	870.59	925.81	979.05	1032.29	1090.46	1160.46	1259.06	1342.86	1440.47	1506.53
	La Obra del Maipo	793.31	867.31	979.79	1083.40	1212.16	1306.88	1389.77	1469.69	1549.61	1636.94	1742.02	1890.02	2015.83	2162.35	2261.52
	Las Melosas	922.83	1008.92	1139.77	1260.28	1410.07	1520.26	1616.68	1709.65	1802.62	1904.20	2026.44	2198.61	2344.96	2515.40	2630.76
	Pirque	555.85	607.70	686.51	759.10	849.32	915.69	973.77	1029.77	1085.77	1146.95	1220.58	1324.28	1412.43	1515.09	1584.57
	Queltehue Central	876.52	958.29	1082.57	1197.04	1339.31	1443.97	1535.55	1623.85	1712.16	1808.64	1924.75	2088.28	2227.28	2389.17	2498.74
	San Gabriel	764.97	836.32	944.79	1044.69	1168.86	1260.20	1340.12	1417.18	1494.25	1578.46	1679.78	1822.50	1943.81	2085.10	2180.72
	San Gabriel Reten	856.86	936.79	1058.29	1170.19	1309.27	1411.59	1501.11	1587.43	1673.76	1768.08	1881.58	2041.44	2177.33	2335.59	2442.70
	San Jose de Maipo Reten	674.64	737.57	833.23	921.33	1030.83	1111.39	1181.87	1249.84	1317.81	1392.07	1481.43	1607.30	1714.28	1838.89	1923.22
	San Jose de Maipo S. Com.	630.62	689.44	778.86	861.22	963.57	1038.87	1104.76	1168.29	1231.82	1301.24	1384.77	1502.42	1602.43	1718.90	1797.73
	Tobalaba Aeródromo	441.52	482.70	545.31	602.97	674.63	727.35	773.48	817.96	862.44	911.04	969.52	1051.90	1121.91	1203.46	1258.65

### APÉNDICE VIII

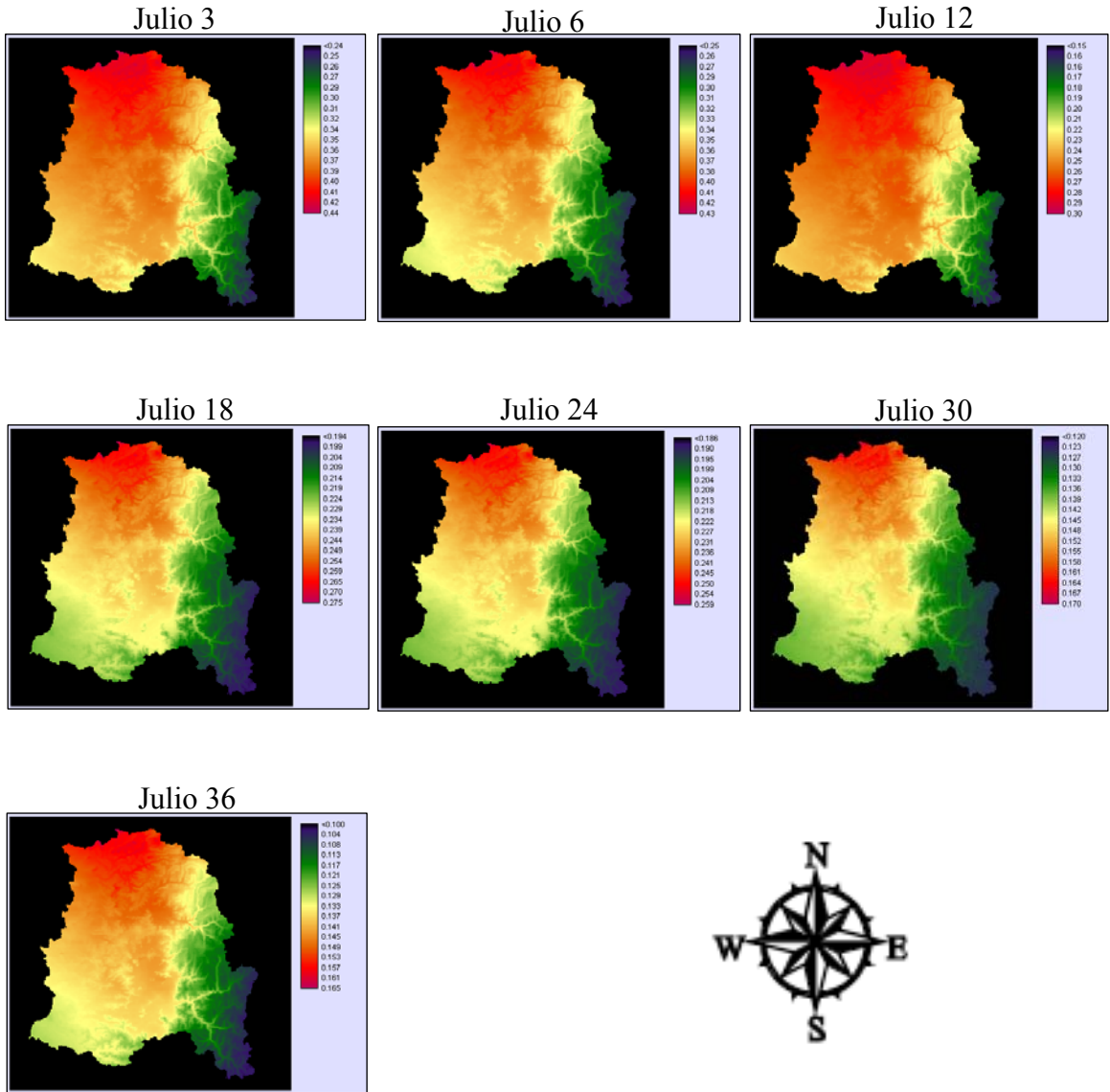
Imágenes de L-coeficiente de variación. Combinaciones mes de inicio Abril.



Imágenes de L-sesgo. Combinaciones mes de inicio Abril.



Imágenes de L-coeficiente de variación. Combinaciones mes de inicio Julio.



Imágenes de L-sesgo. Combinaciones mes de inicio Julio.

