



Programa Hidrológico Internacional



CON EL APOYO
DEL GOBIERNO FLAMENCO

“Guía metodológica para la aplicación del Análisis Regional de Frecuencia de Sequías basado en L-momentos y resultados de aplicación en América Latina”

La presente Guía Metodológica fue elaborada por Jorge Nuñez Cobo¹ y Koen Verbist² y contó con la colaboración de Dr. Jorge Ramírez Hernández³ y Maestra Michelle Hallack-Alegría³

1 Centro del Agua para Zonas Áridas y Semiáridas de América Latina y El Caribe

2 Universidad de Gante, Bélgica

3 Universidad Autónoma de Baja California, México

Publicado en el 2010 por el Programa Hidrológico Internacional (PHI) de la Oficina Regional de Ciencia para América Latina y el Caribe de la Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO).

Dr. Luis P. Piera 1992, 2ª piso, 11200 Montevideo, Uruguay

Documento Técnico del PHI-LAC, N° 27
ISBN: 978-92-9089-157-4

© UNESCO 2010

Las denominaciones que se emplean en esta publicación y la presentación de los datos que en ella figura no suponen por parte de la UNESCO la adopción de postura alguna en lo que se refiere al estatuto jurídico de los países, territorios, ciudades o zonas, o de sus autoridades, no en cuanto a sus fronteras o límites. Las ideas y opiniones expresadas en esta publicación son las de los autores y no representan, necesariamente, el punto de vista de UNESCO.

Se autoriza la reproducción, a condición de que la fuente se mencione en forma apropiada, y se envíe copia a la dirección abajo citada. Este documento debe citarse como:

UNESCO. 2010. Guía metodológica para la aplicación del Análisis Regional de Frecuencia de Sequías basado en L-momentos y resultados de aplicación en América Latina. CAZALAC. Documentos Técnicos del PHI-LAC, N° 27

Dentro del límite de disponibilidad, copias gratuitas de esta publicación pueden ser solicitadas a:

Programa Hidrológico Internacional para América Latina y el Caribe (PHI-LAC)
Oficina Regional de Ciencia para América Latina y el Caribe
UNESCO
Dr. Luis P. Piera 1992, 2º piso
11200 Montevideo, Uruguay
Tel.: +598 2 4132075
Fax.: +598 2 4132094
E-mail: phi@unesco.org.uy
<http://www.unesco.org.uy/phi>

Centro del Agua para Zonas Áridas y Semiáridas de ALC
Benavente 980
La Serena, Chile
Tel.: +56 51 204493
Fax.: +56 51
E-mail: cazalac@cazalac.org
<http://www.cazalac.org>

Presentación

La presente Guía Metodológica constituye uno de los productos preliminares del proyecto denominado Análisis Regional de Frecuencia de Sequías en Áreas Piloto de América Latina y el Caribe: Atlas de Sequía, liderado por el Centro del Agua para Zonas Áridas y Semiáridas de América Latina y el Caribe (CAZALAC), en colaboración con el Instituto de Recursos Hídricos del Cuerpo de Ingenieros de Estados Unidos (IWR) y con el apoyo proporcionado por el Gobierno de Flandes, Bélgica y del Programa Hidrológico Internacional de la UNESCO.

Dentro del contexto del convenio suscrito entre CAZALAC y el IWR, se identificó la línea de trabajo sobre sequías, lo que permitió establecer un fructífero contacto con el Dr. James Wallis de la Universidad de Yale, uno de los principales científicos creadores del Atlas de Sequía de Estados Unidos, y que luego con el Dr. Melvin Schaefer, de MGS Engineering Consultants, del Estado de Washington, participaron en la capacitación de los profesionales de los países involucrados en el proyecto, así como en el entrenamiento y apoyo más especializado a los autores de esta publicación.

La relevancia de la metodología propuesta, es que en la actualidad se le identifica como la que mejor se adapta a las condiciones de América Latina y el Caribe (LAC) y sus regiones áridas. Esto es, frente a condiciones de gran variabilidad interanual de las precipitaciones, una red muy poco densa de estaciones meteorológicas, y con una gran proporción de registros cortos, como las existentes en los países de LAC, este procedimiento se constituye en la mejor alternativa existente para la estimación de frecuencia de eventos hidrológicos extremos.

Además, la metodología puede ser aplicada con éxito a un gran número de nuevas variables ambientales, para análisis de eventos extremos como inundaciones, temperaturas mínimas, terremotos, etc, lo que permite un análisis robusto de la frecuencia de desastres naturales extremos.

Este documento está dirigido preferentemente a:

- Expertos en las ciencias hidrológicas asociados al diseño y estimación de frecuencia de eventos hidrológicos y ambientales
- Especialistas de instituciones públicas y privadas relacionados con la gestión de desastres naturales, en especial los de origen hidrometeorológico, en programas de gestión del riesgo climático
- Docentes universitarios de las ciencias hidrológicas
- Estudiantes de pre y postgrado de carreras ligadas a las ciencias ambientales, en particular que tengan al menos un curso de hidrología en su malla curricular

La Guía está estructurada de la siguiente forma:

En la primera parte se presentan antecedentes conceptuales de la aplicación del análisis regional de frecuencias basado en L-momentos en el análisis y mapeo de la sequía

En la segunda parte se presenta un estudio de caso del análisis regional de frecuencia de la sequía anual en la región semiárida de Chile, a manera de ejemplo completo de aplicación.

Finalmente, en la tercera parte se presenta un ejemplo de aplicación de la metodología en el noroeste de México.

Al mismo tiempo, deseamos agradecer a las instituciones, autoridades y profesionales que han apoyado esta iniciativa y facilitaron toda su colaboración en el camino que hemos recorrido hasta ahora. Muy particularmente se extienden los agradecimientos a:

La Dirección General de Aguas de Chile
La Dirección Meteorológica de Chile
La Universidad de Gent, Bélgica
La Comisión Nacional de Emergencia Agrícola de Chile
La Universidad Autónoma de Baja California, México
La Universidad de Chile
El Instituto Nacional del Agua de Argentina
El Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria de Argentina
El Servicio Nacional de Meteorología e Hidrología de Perú
El Instituto Nacional de Meteorología e Hidrología de Ecuador

Finalmente, es para el Programa Hidrológico Internacional de UNESCO y para CAZALAC, un motivo de gran satisfacción poner a disposición de los países de la región de América Latina y el Caribe, esta guía metodológica que consideramos será un aporte a la evaluación y toma de decisiones en aspectos relacionados con la sequía.

Guido Soto
Director Ejecutivo
CAZALAC

La Serena, Chile, 2010.

Índice Temático

Presentación

Resumen Ejecutivo

1. Introducción	1
Primera Parte: Antecedentes conceptuales de la metodología	5
2. La hidrología probabilística	6
2.1. Bases conceptuales del análisis probabilístico en hidrología	8
3. El análisis regional de frecuencias basado en L-momentos	12
3.1. Ventajas del ARF-LM respecto a las estimaciones basadas en el sitio	13
4. Las 5 etapas del ARF-LM de sequías	16
4.1. Etapa 1: Preparación de los datos	17
4.2. Etapa 2: Identificación de regiones homogéneas	23
4.3. Etapa 3: Determinación de la función de distribución de probabilidad	31
4.4. Etapa 4: Determinación de cuantiles	33
4.5. Etapa 5: Mapeo	35
Segunda parte: Ejemplo completo de aplicación.	41
5. Ejemplo de caso detallado	43
5.1. Etapa 1: Preparación de los datos	43
5.2. Etapa 2: Identificación de regiones homogéneas	49
5.3. Etapa 3: Determinación de la función de distribución de probabilidad	52
5.4. Etapa 4: Determinación de cuantiles	53
5.5. Etapa 5: Mapeo del periodo de retorno de sequías	55
Tercera parte: Estudio de caso: Análisis regional de frecuencias en el noroeste de México	61
6. Estudio de caso de la Región Noroeste de México: Sonora y Baja California	63
Cuarta parte: Glosario de términos y referencias bibliográficas	69
7. Glosario de términos	71
8. Referencias bibliográficas	72

Índice de figuras

Figura 1.	Relación entre el tamaño de la muestra y la variabilidad en la determinación de L-Skewness	14
Figura 2.	Ajuste de distribución para 4 muestras de 15 datos cada una, provenientes todas de una distribución EVI. Fuente: MGS Engineering Consultants, WA, USA. 2009.	14
Figura 3.	Ajuste de distribución para 10 (Figura 3a) y 20 (Figura 3b) estaciones, cada una de 15 años de registro, todas ellas provenientes de una distribución parental EVI.	15
Figura 4.	Diagrama de flujo del análisis regional de frecuencia de sequías.	16
Figura 5.	Hoja 1 (a) y Hoja 2 (b) de la planilla Excel de ingreso de datos para importación mediante L-RAP.	19
Figura 6.	Ventana principal de L-RAP presentando resultados del RUN DATA QUALITY SCAN	20
Figura 7.	Ventanas de diálogo del comando OPEN STATION DATA EDITOR y EDIT DATA .	20
Figura 8.	Ventana de diálogo del comando DATA FILTER del Menú Principal.	21
Figura 9.	Ventana de resultados del análisis de estacionariedad y autocorrelación.	22
Figura 10.	Gráficas descriptivas de los datos por estación. Se incluyen gráficas de probabilidad, diagrama L-momento-ratio, serie de tiempo e histogramas.	22

Figura 11.	Cálculo de Índice de Estacionalidad y Día Juliano Medio mediante L-RAP.	26
Figura 12.	Estadísticas de estaciones, incluido Índice de Estacionalidad y Día Juliano Medio, en Excel.	27
Figura 13.	Cálculo de las estadística de heterogeneidad H1, He y H3 mediante L-RAP.	29
Figura 14.	Estadísticas, L-momentos y medida de discordancia Di para cada estación, mediante L-RAP.	30
Figura 15.	Diagrama de ratios de L-Skewness vs. L-CV mostrando elipse y nube de puntos	30
Figura 16.	Diagrama L-momento-ratios para la sub-región 1.	32
Figura 17.	Medidas de bondad de ajuste Z^{DIST} y parámetros de las distribuciones aceptadas usando L-RAP.	33
Figura 18.	Curvas de cuantiles regionales y parámetros ajustados mediante L-RAP.	34
Figura 19.	Curvas de ajuste para distintas regionales climáticas, entre la Precipitación Media Anual y L-CV.	35
Figura 20.	Gráfico de dispersión entre el L-CV de cada estación y la Precipitación Media Anual.	36
Figura 21.	Curva de mejor ajuste para L-Cv versus PMA en la región semiárida de Chile.	37
Figura 22.	Ventana principal de la herramienta de cómputo L-MAP para la generación de mapas de probabilidad.	40
Figura 23.	Mapa de precipitación media anual del área de estudio, entre las regiones de Coquimbo y del Libertador Bernardo O'Higgins. Chile.	44
Figura 24.	Gráficas de box-plot de la precipitación mensual para las estaciones a) Recoleta Embalse y b) Pichuncavi Hacienda.	46
Figura 25.	Curva Doble Acumulada de Est. Recolecta versus Est. Paloma.	47
Figura 26.	Distribución del Índice de Estacionalidad de la precipitación en el área de estudio.	50
Figura 27.	Diagrama L-momento-ratio de L-asimetría vs. L-curtosis para la sub-región 1.	53
Figura 28.	Curvas de crecimiento regional de cada una de las 8 sub-regiones homogéneas.	55
Figura 29.	Curvas de mejor ajuste de la PMA vs. a) L-Cv, b) L-Skewness y c) L-Kurtosis	57
Figura 30.	Mapa de periodo de retorno de una sequía equivalente a un déficit del 60% de la PMA en el área de estudio.	57

Indice de cuadros

Cuadro 1.	Distribuciones de probabilidad más comúnmente utilizadas para el ajuste de información hidrológica.	10
Cuadro 2.	Modelos de distribución de densidad de probabilidad menos utilizados en hidrología.	11
Cuadro 3.	Valores críticos de heterogeneidad originales y actualizados.	25
Cuadro 4.	Valor críticos para la estadística de discordancia Di.	26
Cuadro 5.	Propuesta de sub-regiones homogéneas.	28
Cuadro 6.	Estadísticas descriptivas de los registros de precipitación utilizados en el análisis.	45
Cuadro 7.	Estadísticas descriptivas de la precipitación mensual de las estaciones Recoleta y Pichuncavi Hacienda.	45
Cuadro 8.	Análisis de autocorrelación y estacionariedad de la precipitación anual utilizando L-RAP.	48
Cuadro 9.	Análisis de homogeneidad de las sub-regiones propuestas.	51
Cuadro 10.	Distribuciones de mejor ajuste por sub-región homogénea. El símbolo "X" representa distribuciones con $ Z_{DIST} \leq 1.64$	52
Cuadro 11.	Parámetros de la distribución Gaucho según sub-región homogénea.	54

Resumen Ejecutivo

Existe una enorme cantidad de aplicaciones prácticas en las que se requiere ajustar una serie de observaciones a un modelo de distribución probabilístico. Entre ellas, las observaciones asociadas al clima, cobran cada vez mayor atención, en particular, en el contexto de la variabilidad y cambio climático, debido a una preocupación internacional por la frecuencia con la cual se están desarrollando los desastres naturales. Entre estos fenómenos, destacan tanto por los impactos sociales, pérdidas de vidas humanas y pérdidas económicas, los desastres naturales de origen hidrometeorológico, muy especialmente las sequías.

Ante la implementación de planes nacionales en muchos países, que apuntan a una gestión de los riesgos climáticos, algunas de las primeras preguntas que debiesen surgir durante la generación de estos planes son: ¿Cada cuantos años podemos esperar que un evento hidrometeorológico grave, como una sequía, pueda afectar nuestro territorio?, ¿Existen zonas más vulnerables que otras ante la ocurrencia de una sequía grave? ¿Cuál es la probabilidad de que un año cualquiera pueda ocurrir un déficit de más del 80% de la precipitación anual en nuestra región o localidad?. ¿Estamos viviendo actualmente la peor sequía en 100 años?

En el contexto de América Latina y El Caribe, en especial en sus zonas áridas y semiáridas, las sequías son, sin duda alguna, uno de los eventos hidroclimáticos que causan mayor impacto, tanto por su complejidad a la hora de determinar su inicio y término, así como por su duración y su extensión geográfica. Del mismo modo, en estas regiones, otro de los problemas con los que se enfrentan los analistas es la disponibilidad de información meteorológica, la cual frecuentemente es escasa debido a la ausencia de una red densa de estaciones de monitoreo y, especialmente, la ausencia de registros de una longitud adecuada que permita realizar estimaciones de frecuencia con cierto grado de confiabilidad.

Se ha demostrado en los últimos años, que los métodos convencionales usados por más de 80 años para el ajuste de modelos de probabilidad a datos observados, en especial con registros de corta duración y presencia de valores considerados atípicos provenientes de distribuciones altamente asimétricas (característica común en regiones áridas y semiáridas de América Latina, con registros promedios de 30 años y expuestos a eventos de tipo ENSO) no son los más adecuados. Estos métodos tan ampliamente extendidos, como el de los momentos y máxima verosimilitud, que gozan de amplia difusión en el diseño hidrológico, presentan serios problemas de sesgo en las estimaciones de periodos de retorno y cuantiles con registros cortos. Por lo tanto, no es posible esperar respuestas adecuadas a las preguntas presentadas en el segundo párrafo de este prólogo basados en el uso de los métodos convencionales señalados.

Surge, de este modo, la necesidad de estudiar, validar y difundir metodologías alternativas, de fácil implementación práctica, que permitan realizar mejores estimaciones de la frecuencia con la cual se espera que ocurran eventos extremos como las sequías, y que generen información más confiable para la toma de decisiones. En especial, si esta misma información es posible proveerla en formatos amigables, más acordes con la forma en que se maneja la información geográfica y espacial para la toma de decisiones hoy en día.

La presente Guía tiene como propósito presentar una metodología, denominada Análisis Regional de Frecuencias basado en L-momentos, que los autores y colaboradores estiman cumple con las necesidades señaladas, enfocada en este primer documento a su aplicación en la evaluación de frecuencia de eventos de sequía, aunque la metodología puede ser aplicada a una enorme variedad de fenómenos y variables de interés, toda vez que éstas cumplan con el requisito básico de ser medidas a través del tiempo en estaciones de medición distribuidas geográficamente.

La elaboración de esta Guía tiene su origen en el proyecto Atlas de Sequía en Areas Piloto de América Latina que el Centro del Agua para Zonas Áridas y Semiáridas de América Latina y el Caribe ha promovido entre socios colaboradores en la Región. El proyecto ha contado con el apoyo, desde su inicio, del Instituto de Recursos Hídricos del Cuerpo de Ingenieros de Estados Unidos (IWR), lo que ha permitido que dos de los principales especialistas internacionales en el tema de Análisis Regional de Frecuencias basado en L-momentos hayan participado directamente en el proyecto.

La aplicación de la metodología descrita en este documento se está extendiendo cada vez más en la resolución de problemas que requieran la estimación de frecuencia de ocurrencia de una serie de fenómenos, como: precipitaciones máximas diarias y horarias, caudales máximos y mínimos, precipitaciones mensuales y multimensuales, velocidad de viento y radiación solar. Por lo tanto, esta Guía, no sólo es útil en el contexto en que se desarrollan sus ejemplos principales, referidos al tema de la sequía, sino también, puede orientar al analista en su aplicación a otro tipo de variables con distribución espacial

Finalmente, la presente Guía no pretende de ningún modo ser un texto de estadística hidrológica o de hidrología probabilística. Tampoco pretende convertirse en un texto sobre análisis regional de frecuencias o L-momentos, sino presentar al lector la experiencia de su autor y colaboradores en la aplicación de una metodología alternativa de análisis de frecuencia, al estudio de la recurrencia de eventos de sequía en áreas piloto de América Latina.

1. Introducción

Existe una preocupación internacional debido a un aumento alarmante en la frecuencia y severidad de desastres naturales. De acuerdo con Bass *et al* (2008), 240 millones de personas, en promedio, se han visto afectadas por desastres naturales en todo el mundo cada año entre el 2000 y el 2005. Durante cada uno de estos 6 años, estas catástrofes cobraron la vida de aproximadamente 80.000 personas y provocaron daños estimados por cerca 80 mil millones de dólares americanos.

Un desastre natural puede ser definido como la acumulación de pérdidas generalizadas sobre múltiples sectores económicos, asociado a un evento de amenaza natural, que supera la capacidad de la población afectada para sobreponerse. Este desastre, además, es el resultado de la combinación de condiciones de riesgo, vulnerabilidad social y de las limitadas capacidades de los hogares o comunidades para reducir los potenciales impactos negativos de aquella amenaza (Below *et al*, 2007; Bass *et al*, 2008).

Entre las múltiples amenazas naturales que pueden llegar a convertirse en desastres, una de las más importantes es la sequía, resultado de una deficiencia en la precipitación, respecto a lo considerado "normal", de modo que, cuando se extiende a través de una estación o más tiempo, es insuficiente para satisfacer las demandas humanas y del ambiente (Wilhite y Buchanan-Smith, 2005; Seth, 2003). Las sequías han sido catalogadas como el peligro individual y natural más grande en el planeta (Patrick, 2003; Askew y Rodda, 1996). De hecho, según Below *et al* (2007), las sequías causaron más del 50% del total de muertes debidas a desastres naturales entre el 1900 y el 2004 y representaron el 35% de la población afectada por desastres y el 7% de las pérdidas económicas, después de las inundaciones y los terremotos. Sin embargo, el impacto económico de las sequías puede ser mayor, debido a que se presume que los impactos indirectos son mayores y generalmente son mucho más complejos de evaluar que los impactos directos (Ponvert-Deslisles, 2007).

Por otro lado, a diferencia de otros eventos climáticos, como inundaciones, heladas, huracanes o tornados, que poseen distribuciones más bien restringidas en las escalas espacial y temporal, las sequías presentan regímenes más difíciles de determinar respecto a su duración o área de influencia, la que puede ser bastante mayor que los eventos antes mencionados (Wilhite y Svoboda, 2000; Lehner y Döll, 2001; Seth, 2003).

Uno de los aspectos que cita consenso entre los autores es que, en general, las regiones áridas y semiáridas del mundo presentan un mayor grado de vulnerabilidad a los eventos de sequía que las regiones húmedas del planeta, en particular debido a que las primeras presentan niveles de precipitación muy limitantes y con una variabilidad temporal y espacial extremas (Kalma y Franks, 2003, Askew y Rodda, 1996). De hecho, los mayores desastres naturales asociados a eventos de sequía se han registrado en regiones áridas y semiáridas, tales como el oeste de África (Askew y Rodda, 1996) y noreste de Brasil (Brant, 2007; Valiente, 2000).

En el contexto de América Latina, las sequías han tenido y están teniendo actualmente una enorme significación económica y social en sus países.

En el caso de Chile, por ejemplo, en particular su zona centro norte, donde gran parte del territorio presenta una condición árida a semiárida, las sequías son eventos recurrentes de gran impacto socioeconómico (Fernández, 1997; Fernández *et al*, 1997, Fernández y Vergara, 1998). FAO (2008) presenta datos que indican la ocurrencia de 8 eventos de sequía en 30 años en Chile, entre 1961 y 1991. Más aún, Espinoza (1985) ejemplifica el impacto histórico de las sequías en el sector agrícola chileno señalando cómo, desde la fundación de Santiago, la capital, en 1541, se han registrado 50 años secos y 52 muy secos, donde la sequía de 1770-1782 le dio un significado económico al déficit hídrico al afectar la ganadería orientada a la exportación de cebo para el alumbrado público en Lima. Más recientemente, Espinosa y Hajek (1988), señalan que la sequía de 1968, que afectó toda la zona semiárida y mediterránea de Chile, tuvo un costo aproximado para el país de 1.000 millones de dólares. En dicho año, la masa ganadera del país disminuyó en un 45%, la superficie de riego decreció en un 40% y el desempleo afectó a cerca de 225.000 personas. En tanto, la sequía de 1994-1997, tuvo un costo en pérdidas y asistencia para el país cercano a 286 millones de dólares (CNS-IICA, 1998).

En el caso de México, país caracterizado por presentar un 83% de su territorio, según CAZALAC (2006), con un régimen hídrico entre xérico y subhúmedo, García (1993) realiza una revisión histórica de las sequías, desde el año 1500 a.C. hasta fines del siglo XIX. Los eventos de sequía son muy importantes en ese país, sobre todo en su zona norte, región eminentemente árida a semiárida. Es así, por ejemplo, que la autora señala la siguiente ocurrencia de eventos de sequía por periodo:

1500 A.C SIGLO XV	SIGLO XVI	SIGLO XVII	1700-1810	1821-1899
14	14	18	42	46

En un trabajo más reciente, Contreras (2005), basado es la revisión de extenso material bibliográfico, indica que en el periodo comprendido entre 1800 y 1910, se produjeron 49 sequías, algunas tan graves que afectaron a todo el virreinato de México, en especial su actividad agrícola. Se destacan las sequías de 1868, 1877, 1891 y 1892, que afectaron a la mayor parte del país. El autor estima que, en el contexto en que se desarrollaron algunos de estos eventos, fueron tan importantes, como la sequía de 1808 a 1811, que podrían haber coadyuvado a que el fenómeno detonara un gran malestar de la sociedad civil, que desencadenó el levantamiento de 1810.

Un caso emblemático en la Región de América Latina es el del noreste de Brasil. Esta es una zona considerada de las más importantes respecto a la vulnerabilidad de sus habitantes a los eventos de sequía. En un trabajo de revisión histórica, Santos *et al* (1997) indican que entre los siglos XVI y XIX ocurrieron al menos 36 eventos de sequía, algunos de los más importantes hasta de 5 años de duración. Según indica Brant (2007), la sequía de 1877-1879 fue tan severa en el noreste, que produjo la devastación total. La población se vio afectada por desnutrición, lo que llevó a una gran migración hacia las ciudades principales del noreste, otros hacia Río de Janeiro y Sao Paulo. Hacia

el término de la sequía, muchas personas parecían esqueletos caminantes, vagando de lugar en lugar en búsqueda de alimento y protección. Uno de los trabajos más completos en el estudio de las sequías en esta zona de Brasil, ha sido desarrollado por Valiente (2000), quien desarrolla su tesis doctoral sobre la vulnerabilidad a la sequía socioeconómica en el noreste de Brasil. Así también, de Meló (2003) realiza una revisión de la relación que el fenómeno de El Niño Oscilación del Sur (ENSO) ha tenido en la manifestación de sequías en esta zona geográfica.

Pese a la importancia que la sequía reviste a los países de la región, persiste aun un factor que agudiza el problema de la vulnerabilidad de la sociedad y los ambientes áridos y semiáridos frente a su ocurrencia, cual es, la incertidumbre a la hora de caracterizar su intensidad, duración, severidad y muy especialmente, su frecuencia. Aunque existen numerosas aproximaciones tendientes a conocer el fenómeno de la sequía, desde indicadores de diversa resolución espacial y temporal a complejos modelos de simulación destinados a apoyar sistemas de Alerta Temprana de Sequías (Heim, 2002; Loukas y Vasiliades, 2004; Tallaksen y Hisdal, 1999; Hisdal y Tallaksen, 2003; Beersma y Buishand, 2007), su utilización ha sido muy poco extendida en los países de la región.

Debido a la complejidad en el estudio de estas amenazas climáticas, se ha ido generando un cambio de enfoque en la comunidad internacional, desde la atención por la amenaza misma, a la atención por el impacto que ésta puede provocar en la sociedad, en términos de adoptar medidas adecuadas para mitigar sus efectos, tal como en el caso de otros desastres naturales. Este nuevo enfoque se ha dado, especialmente, en el contexto de las estrategias de Gestión y Reducción de Riesgo de Desastres en la planificación del desarrollo (Bass *et al*, 2008).

En este contexto, el riesgo de un desastre por eventos de sequía, ha sido definido como el producto de la exposición de la región afectada y el grado de vulnerabilidad de ésta frente al evento (Wilhite y Buchanan-Smith, 2005). Por otro lado, otros autores ponen mayor énfasis en el término vulnerabilidad, definido como el grado en el cual los sistemas humanos y ambientales son susceptibles de experimentar daño debido a una perturbación o estrés (Luers *et al*, 2003; Adger, 2006; Smith and Wandel, 2006; Downing and Patwardhan, 2004, Scheneider *et al*, 2007).

Independiente del enfoque utilizado para determinar el riesgo o vulnerabilidad de los sistemas sociales y ambientales a los eventos de sequía, el común denominador en todas las metodologías lo constituye la necesidad de estimar la probabilidad de ocurrencia de un evento de sequía de determinada magnitud. Una posibilidad como ésta, sin embargo, está sujeta a una de las restricciones más comunes en el ámbito del análisis hidrológico, cual es, la ausencia de una fuente de registros suficientes para estimación de eventos extremos, y muy especialmente, en zonas áridas y semiáridas (Kalma y Franks, 2003).

La determinación de la probabilidad de ocurrencia de una sequía meteorológica puede ser abordada mediante la hidrología probabilística. Sin embargo, las características propias de regiones áridas y semiáridas, con gran variabilidad temporal y espacial de las precipitaciones, influencia de factores externos de variabilidad decadal, como los efectos ENSO, y la reducida disponibilidad de registros de adecuada extensión, imponen ciertas restricciones a la elección del método más adecuado para el ajuste probabilístico (Kalma y Franks, 2003). Es en este contexto, que la presente Guía Metodológica implementa la utilización del Análisis Regional de Frecuencias basado en L-momentos, que ha sido considerado como una de las mejores alternativas para abordar las restricciones antes mencionadas, en la evaluación, estimación y mapeo de la probabilidad de ocurrencia de eventos de sequía en áreas piloto de la Región de América Latina.

Primera parte:

**Antecedentes conceptuales
de la aplicación del análisis
regional de frecuencias basado
en L-momentos en el análisis y
mapeo de la sequía**

2. La hidrología probabilística

En un libro clásico de hidrología aplicada, Chow *et al* (1996), al iniciar el estudio de la estadística hidrológica, indican, respecto al enfoque estocástico de los procesos hidrológicos, que *“Este tipo de tratamiento es apropiado para observaciones de eventos hidrológicos extremos, como crecientes o sequías, y para información hidrológica promediada a lo largo de intervalos de tiempo grandes, como la precipitación anual”*... *“Los métodos estadísticos están basados en principios matemáticos que describen la variación aleatoria de un conjunto de observaciones de un proceso, y éstos centran su atención en las observaciones mismas en lugar de los principios físicos que las producen. La estadística es una ciencia de descripción, no de causalidad”*.

En este contexto, las sequías, cuyo estudio se pretende abordar en esta Guía en términos de su probabilidad de ocurrencia mediante la estadística hidrológica, son consideradas como *“un período de condiciones meteorológicas anormalmente secas, suficientemente prolongado como para que la falta de precipitaciones cause un grave desequilibrio hidrológico”* (Lapinel y Báez, 2007). De éste modo, y considerando que las principales propiedades de la sequía que son de interés determinar, se refieren a su duración, intensidad, distribución y especialmente su frecuencia; el tratamiento probabilístico resulta fundamental en la estimación del periodo de recurrencia medio de esta amenaza natural.

La magnitud de un evento extremo, como una sequía, está inversamente relacionada con su frecuencia de ocurrencia. Es decir, aquellos eventos de sequía que son más extremos ocurren con menor frecuencia que aquellos eventos moderados. El objetivo del análisis de frecuencia de estos eventos hidrológicos, o más específicamente, de una sequía meteorológica, al tratar la sequía en términos de un déficit de la precipitación, es relacionar su magnitud con su frecuencia de ocurrencia a través del uso de las llamadas funciones de distribución de probabilidad. Para ello, se requiere partir de algunos supuestos básicos, como son la independencia estadística de la variable en estudio, que el sistema hidrológico que la produce es aleatorio, estacionario y se encuentra idénticamente distribuido e independiente del tiempo y del espacio (Chow *et al*, 1996).

2.1 Bases conceptuales del análisis probabilístico en hidrología:

Supongamos que estamos interesados en responder la siguiente pregunta: ¿Con qué frecuencia o cada cuántos años es posible esperar una sequía meteorológica tan severa, como aquella consistente en una precipitación anual menor o igual al 40% de la esperada en un año considerado normal? Su respuesta requiere, desde una aproximación hidrológico-probabilística, estimar el periodo de retorno asociado al evento especificado, basado en una serie histórica de registros de precipitación anual para el sitio o área de estudio, los cuales habitualmente consistirán en datos registrados en una estación meteorológica.

Supongamos, además, que las observaciones que disponemos, se realizan en un intervalo de tiempo regular en un punto de interés. Sea entonces “Q” la magnitud del evento que ocurre en el tiempo y en este sitio específico. Decimos que Q es una cantidad aleatoria (una variable aleatoria, que para nuestro ejemplo, correspondería a la magnitud de la precipitación anual, que puede tomar un valor potencial entre 0 y el infinito). La cantidad fundamental del análisis de frecuencia estadística convencional es la distribución de frecuencia, que especifica cuan frecuentemente ocurren los posibles valores de Q.

Denotemos a continuación por $F(x)$, la probabilidad de que el valor actual de Q sea menor o igual a un determinado valor x :

$$F(x) = \text{Prob}[Q \leq x]$$

$F(x)$ corresponde a la función de distribución de probabilidad acumulada de la distribución de frecuencia. Por otro lado, la función inversa de $F(x)$ corresponde a $x(F)$, que es conocida como la función cuantílica de la distribución de frecuencia y expresa la magnitud de un determinado evento (la precipitación acumulada en un año cualquiera, en nuestro ejemplo) en términos de su probabilidad de no excedencia F .

Definamos ahora el periodo de retorno (T), como el valor esperado del intervalo de recurrencia promedio o tiempo entre ocurrencias promedio entre eventos que exceden o igualan una magnitud especificada de la variable aleatoria X . Entonces, un cuantil con periodo de retorno T , Q_T , es un evento de magnitud tan extrema, que tiene una probabilidad $1/T$ de ser excedido por cualquier evento específico. Para un evento extremo alto, es decir, ubicado en la cola superior de la distribución de frecuencias, Q_T está dado por:

$$Q_T = x(1-1/T)$$

y

$$F(Q_T) = 1 - 1/T$$

Mientras que para un evento extremo bajo, ubicado en la cola inferior de la distribución de frecuencias (caso de las sequías), las relaciones correspondientes son:

$$Q_T = X(1/T)$$

y

$$F(Q_T) = 1/T$$

En este contexto, el objetivo del análisis de frecuencia, es justamente obtener una estimación del

cuantil Q_T para un periodo de retorno determinado y relevante para el problema en cuestión. Más comúnmente, sin embargo, el objetivo puede ser el estimar Q_T para un rango de periodos de retorno, o mejor aún, estimar la función cuantílica completa (Hosking y Wallis, 1997).

Si bien las expresiones presentadas previamente parecen simples en su formulación, presentan un inconveniente muy frecuente para su adecuada utilización: Si para el sitio de interés se tiene disponible una serie de datos (para nuestro caso de ejemplo, una serie de datos de precipitación anual), entonces los datos representan una muestra de los posibles valores de Q_T . Ahora, se concibe generalmente que un cuantil con periodo de retorno T puede ser estimado de manera confiable a partir de un registro de longitud n solamente si $T < n$. Sin embargo, en la gran mayoría de las situaciones prácticas de interés en ingeniería hidráulica, o toma de decisiones basadas en datos anuales, esta condición casi nunca se satisface, debido, por un lado, a que habitualmente $n < 50$ (en algunas zonas áridas y semiáridas de países latinoamericanos, n puede ser menor a 30, en promedio), y por otro lado, a que $T=100$ o incluso mayor (las sequías que habitualmente producen los mayores impactos económicos se dan cada 100 años, por ejemplo).

Para enfrentar este problema se han desarrollado muchas aproximaciones. Tal vez la más utilizada es abordar la necesidad de disponer de mayor información a través de un tratamiento probabilístico de los datos. Es decir, suponer que la serie de datos que tenemos disponibles representan una muestra perteneciente a una variable aleatoria X , la cual proviene de una población que posee una cierta distribución de probabilidad, que puede ser representada en términos matemáticos y estadístico por algún tipo de modelo probabilístico.

De esta forma, el analista debe poder resolver dos cuestiones básicas en esta aproximación, para enfrentar el problema de realizar inferencias cuando el periodo de retorno es bastante mayor a la longitud de registros que tenemos disponibles: Establecer en primer lugar qué tipo de modelos permiten caracterizar adecuadamente la función de distribución de probabilidad y por otro lado, cual es el procedimiento más adecuado para determinar las características del modelo que mejor representa esa distribución de probabilidad a partir de la serie de datos disponibles.

Sólo de manera descriptiva, se indican en el Cuadro 1 los modelos más comúnmente utilizados en la hidrológica probabilística. En cambio, en el Cuadro 2, se presentan algunos de los modelos que han surgido en el último tiempo y que en muchos casos, corresponden a generalizaciones de los modelos convencionales.

En cuanto a los métodos para la estimación de los parámetros de la distribución y su mejor ajuste, algunos de los más utilizados son:

- Método gráfico
- Método de los momentos
- Método de máxima verosimilitud
- Procedimiento de mínimos cuadrados
- Método de los momentos ponderados por probabilidad
- Método de los L-momentos
- Estimación bayesianas
- Método de máxima entropía
- Método multicriterio

Cuadro 1. Distribuciones de probabilidad más comúnmente utilizadas para el ajuste de información hidrológica

Distribución	Función de densidad de probabilidad	Rango
Normal	$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$	$-\infty \leq x \leq \infty$
Lognormal	$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(y-\mu_y)^2}{2\sigma_y^2}\right)$ donde $y = \log x$	$x > 0$
Exponencial	$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$	$x \geq 0$
Gamma	$f(x) = \frac{\lambda^\beta x^{\beta-1} e^{-\lambda x}}{\Gamma(\beta)}$	$x \geq 0$
Pearson tipo III	$f(x) = \frac{\lambda^\beta (x-\epsilon)^{\beta-1} e^{-\lambda(x-\epsilon)}}{\Gamma(\beta)}$	$x \geq \epsilon$
Log Pearson tipo III	$f(x) = \frac{\lambda^\beta (y-\epsilon)^{\beta-1} e^{-\lambda(y-\epsilon)}}{x\Gamma(\beta)}$ donde $y = \log x$	$\log x \geq \epsilon$
Valor Extremo Tipo I o Gumbel	$f(x) = \frac{1}{\alpha} \exp\left[-\frac{x-u}{\alpha} - \exp\left(-\frac{x-u}{\alpha}\right)\right]$	$-\infty < x < \infty$

Cuadro 2. Modelos de distribución de densidad de probabilidad menos utilizados en hidrología

Distribución	Función de densidad de probabilidad	Rango
D. Generalizada de Pareto	$f(x) = \alpha^{-1} e^{-(1-k)y}$ $y = \begin{cases} -k^{-1} \log\{1-k(x-\xi)/\alpha\} & k \neq 0 \\ (x-\xi)/\alpha & k = 0 \end{cases}$	$\xi \leq x \leq \xi + \alpha/k \quad k > 0$ $\xi \leq x < \infty \quad k \leq 0$
D. Generalizada de Valor Extremo	$f(x) = \alpha^{-1} e^{-(1-k)y - e^{-y}}$ $y = \begin{cases} -k^{-1} \log\{1-k(x-\xi)/\alpha\} & k \neq 0 \\ (x-\xi)/\alpha & k = 0 \end{cases}$	$-\infty < x \leq \xi + \alpha/k \quad k > 0$ $-\infty < x < \infty \quad k = 0$ $\xi + \alpha/k \leq x < \infty \quad k < 0$
D. Logística Generalizada	$f(x) = \frac{\alpha^{-1} e^{-(1-k)y}}{(1 + e^{-y})^2}$ $y = \begin{cases} -k^{-1} \log\{1-k(x-\xi)/\alpha\} & k \neq 0 \\ (x-\xi)/\alpha & k = 0 \end{cases}$	$-\infty < x \leq \xi + \alpha/k \quad k > 0$ $-\infty < x < \infty \quad k = 0$ $\xi + \alpha/k \leq x < \infty \quad k < 0$
D. Lognormal	$f(x) = \frac{e^{ky - y^2/2}}{\alpha\sqrt{2\pi}}$ $y = \begin{cases} -k^{-1} \log\{1-k(x-\xi)/\alpha\} & k \neq 0 \\ (x-\xi)/\alpha & k = 0 \end{cases}$	$-\infty < x \leq \xi + \alpha/k \quad k > 0$ $-\infty < x < \infty \quad k = 0$ $\xi + \alpha/k \leq x < \infty \quad k < 0$
D. Pearson III	$f(x) = \frac{(x-\xi)^{\alpha-1} e^{-(x-\xi)/\beta}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)}$	$\xi \leq x < \infty \quad \gamma > 0$
D. Kappa de 4 parámetros	$f(x) = \alpha^{-1} \left\{1 - k(x-\xi)/\alpha\right\}^{1/k-1} \left\{F(x)\right\}^{1-h}$	Límite superior es $\xi + \alpha/k$ si $k > 0$, ∞ si $k \leq 0$; Límite inferior es $\xi + \alpha(1-h^{-k})/k$ si $h < 0$ $\xi + \alpha/k$ si $h \leq 0$ y $k < 0$, $y - \infty$ si $h \leq 0$ y $k \geq 0$
D. Wakeby	$x(F) = \xi + \frac{\alpha}{\beta} \left\{1 - (1-F)^\beta\right\} - \frac{\gamma}{\delta} \left\{1 - (1-F)^{-\delta}\right\}$	$\xi \leq x < \infty$ si $\delta \geq 0$ y $\gamma > 0$ $\xi \leq x \leq \xi + \alpha/\beta - \gamma/\delta$ si $\delta < 0$ o $\gamma = 0$

3. El análisis regional de frecuencias basado en L-momentos

El Análisis Regional de Frecuencias, en particular del tipo denominado Índice de Avenida, basado en la aplicación de los L-momentos (ARF-LM), tiene su origen en el estudio de crecidas, siendo utilizado en mayor medida en el análisis de estos eventos y el de precipitaciones máximas (Loucks y Van Beek, 2005; Schaefer *et al*, 2007; Schaefer *et al*, 2006; Guelman y Cunha, 2002; Norbiato *et al*, 2007).

En el caso específico de las sequías, esta metodología se ha aplicado al estudio de las sequías meteorológicas e hidrológicas, tal como en la elaboración del Atlas de Sequía de EE.UU. (IWR, 1995), análisis de sequías en el noroeste de México (Hallack-Alegria y Watkins, 2007), análisis de sequías en Turquía (Yurekli y Anli, 2008) y en comparación con otras alternativas de regionalización en el estudio de sequías en Europa (Tallaksen y Hisdal, 1999).

La esencia del ARF-LM es que los datos provenientes de sitios dentro de una región homogénea, pueden ser agregados para mejorar la precisión en las estimaciones de la relación probabilidad-cuantil en todos los sitios (Wallis *et al*, 2007). De esta manera, se compensa la falta de información en registros cortos de cada sitio, por la abundancia de información en el espacio (Loucks y Van Beek, 2005).

Cunane (1988), citado por Norbiato *et al* (2007) comparó 20 métodos diferentes de análisis regional de frecuencias, y determinó como el mejor aquel basado en los momentos de probabilidad ponderada, precursores de los L-momentos.

El procedimiento asume que los sitios, dentro de una denominada “región homogénea”, presentan una distribución de frecuencias idéntica, excepto por un factor de escala específico para el sitio, representado por la media del sitio de la variable analizada (Norbiato *et al*, 2007; Hosking y Wallis, 1996).

El ARF-LM se basa en el procedimiento denominado Índice de Avenidas, el cual puede escribirse como:

$$Q_i(F) = \mu_i q(F), \quad i=1, \dots, N$$

Donde, μ_i es el Índice de de Avenida. Este representa la media de la distribución de frecuencia del sitio, aunque puede ser utilizado cualquier otro parámetro de localización en su lugar.

Por su parte, el factor $q(F)$, es la curva de crecimiento regional, una función adimensional común a todos los sitios dentro de la región homogénea y representa la función cuantílica de la distribución regional de frecuencias (Hosking y Wallis, 1996).

Los cuantiles para cada sitio pueden ser estimados, justamente a partir de la relación entre el valor estimado de $\hat{\mu}_i$ correspondiente a la media de los datos observados en el sitio, y $\hat{q}(F)$, la curva de crecimiento regional estimada, para $0 < F < 1$. Es decir, la función cuantílica estimada en el sitio i , depende de la media estimada en el sitio i y de la curva de crecimiento regional estimada, según la siguiente ecuación:

$$\hat{Q}_i(F) = \hat{\mu}_i \hat{q}(F)$$

La metodología del ARF-LM, originalmente propuesta por Hosking y Wallis (1997), consideraba la realización de 4 etapas, las cuales consisten en 1) revisión y preparación de los datos, 2) identificación de regiones homogéneas, 3) selección de la distribución de frecuencia y 4) estimación de parámetros y la función de cuantiles. Otros autores incluyeron, posteriormente una quinta etapa, consistente en el mapeo de la función cuantílica, tal como lo ejemplifican Wallis *et al* (2007) y Schaefer *et al* (2007)

3.1. Ventajas del ARF-LM respecto a las estimaciones basadas en el sitio:

Tal vez una de las formas más adecuadas de presentar las ventajas que tiene el ARF-LM sea a través de una comparación entre sus capacidades de estimación respecto a la de métodos convencionales.

En primer lugar, consideremos la Figura 1 obtenida del trabajo de Mishra *et al* (2007). En ella, se presenta la variabilidad en las estimaciones de L-Skewness (equivalente L-momento al coeficiente de asimetría convencional) para distintos tamaños de muestra, desde $n=20$ a $n=80$. Se aprecia cómo la variabilidad en la estimación se reduce significativamente al aumentar el número de observaciones. La gran ventaja que tiene el ARF-LM sobre el uso de los métodos convencionales de ajuste probabilístico es que, probado que distintos sitios provienen de una región homogénea desde el punto de vista de la distribución de probabilidad, es posible agregar las observaciones de cada uno de ellos para obtener una sola gran estimación de los parámetros de la distribución. Así, por ejemplo, una estimación convencional basada en una muestra de 15 años de datos puede dar una estimación bastante sesgada de la distribución de origen. Sin embargo, si se prueba que 10 estaciones, cada una con 15 años de datos, proviene de una región homogénea, entonces $n=150$. Por lo tanto, una estimación convencional con base a los datos de una estación con 15 años es imposible que llegue al grado de precisión de aquella obtenida mediante un análisis regional de frecuencias.

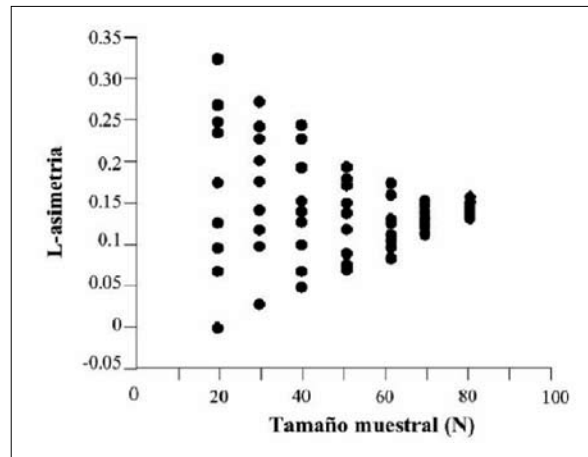


Figura 1. Relación entre el tamaño de la muestra y la variabilidad en la determinación de L-Skewness.

Una confirmación de lo señalado en el párrafo anterior se presenta con un ejemplo. Partimos del supuesto de que conocemos la distribución exacta en una estación meteorológica, una distribución Valor Extremo Tipo I o Gumbel. Usando esta distribución, generamos 4 series de precipitación de 15 años cada una e intentamos estimar la distribución a partir de la cual fue muestreada.

En la Figura 2 se presentan 4 ajustes de un modelo de distribución (línea azul) a cada una de las muestra de 15 datos, provenientes todas ellas de la distribución real Valor Extremo Tipo I o Gumbel (línea roja). Se aprecia en las gráficas, que, dependiendo de la muestra, los ajustes finales pueden ser muy distintos, llevando a estimaciones totalmente insesgadas, en particular para probabilidades ubicadas en las colas de la distribución, es decir, para muy bajos o muy altos periodos de retorno. Se puede así constatar que la estimación de la distribución basada en registros cortos presenta un fuerte sesgo. Ello sin incluir, además, la presencia de valores atípicos o “outliers”, que causan un fuerte incremento del sesgo en registros cortos.

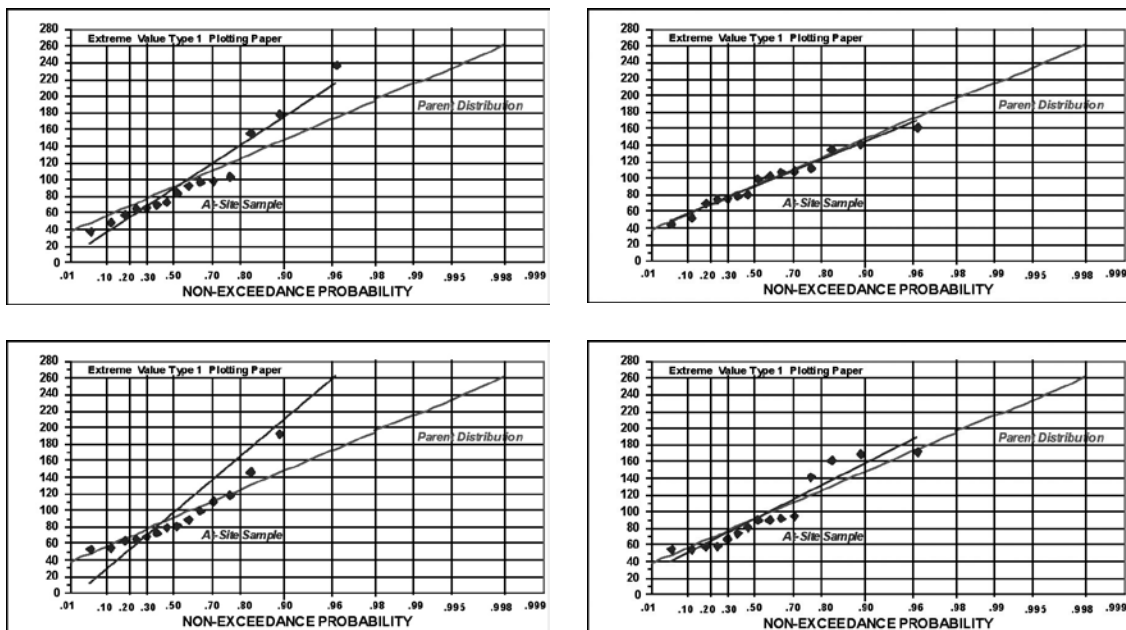


Figura 2. Ajuste de distribución para 4 muestras de 15 datos cada una, provenientes todas de una distribución EVI.

Fuente: MGS Engineering Consultants, WA, USA. 2009.

Consideremos ahora el mismo procedimiento, pero esta vez basado en la aplicación del ARF-LM. Para la misma distribución parental (EVI), la Figura 3 presenta el ajuste obtenido también con 15 años de registro, pero esta vez agregando 10 (Figura 3a) y 20 (Figura 3b) estaciones, cada una con 15 años de registro. Se aprecia de inmediato el efecto de agregación sobre el ajuste de los datos observados a la distribución de probabilidad parental. Aunque no disponemos de registros mayores a 15 años, la agregación de estaciones nos permite encontrar la distribución correcta con mayor probabilidad.

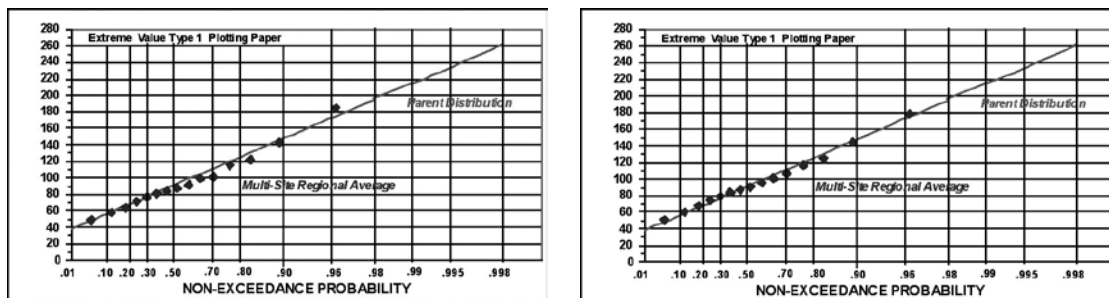


Figura 3. Ajuste de distribución para 10 (Figura 3a) y 20 (Figura 3b) estaciones, cada una de 15 años de registro, todas ellas provenientes de una distribución parental EVI.

Esta es la razón fundamental por la cual el ARF-LM es el procedimiento más robusto disponible para el ajuste de distribuciones de probabilidad. En palabras de Hosking y Wallis (1997), lo que el procedimiento viene a realizar es compensar la carencia de información en el tiempo, por su abundancia en el espacio. A ello se agrega otra ventaja: Los modelos de distribución utilizados por el ARF-LM no son los modelos convencionales utilizados en la hidrología probabilística, sino que modelos de distribución mucho más generales y flexibles, basados en 3 o más parámetros. Esta flexibilidad, que determina que distribuciones como la Kappa de 4 parámetros, presentada en la Tabla 2, por ejemplo, sea una función general de la cual derivan no menos de 7 tipos distintos de distribución ampliamente utilizadas en hidrología, es muy bien aprovechada por las propiedades de los L-momentos. Se debe recordar que, a mayor cantidad de parámetros, aumenta la flexibilidad de la distribución, pero se requiere un mayor número de ecuaciones para su resolución. Con el método de los momentos convencionales, ello implica depender de un mayor número de momentos, cada uno de ellos elevado a potencias de mayor grado. Ante la presencia de valores atípicos, que puedan tener base física, como precipitaciones anuales al fenómeno ENSO, por ejemplo, los ajustes mediante momentos convencionales pueden dar resultados totalmente insatisfactorios. En cambio, los L-momentos son bastante insensibles ante la presencia de estos valores atípicos.

4. Las 5 etapas del ARF-LM de sequías

La metodología ARF-LM presentada en esta guía, considera la aplicación de 5 etapas, basadas en los trabajos de Wallis *et al* (2007) y Schaefer *et al* (2007), las que son: 1) Revisión y preparación de los datos, 2) Identificación de regiones homogéneas, 3) Selección de la distribución de frecuencia y 4) Cálculo de parámetros y estimación de la función de cuantiles y 5) Mapeo del periodo de retorno o probabilidad de ocurrencia de una sequía. En la Figura 4 se presenta esquemáticamente la secuencia de etapas del ARF-LM propuesta, la que será detallada en cada uno de los capítulos subsiguientes:

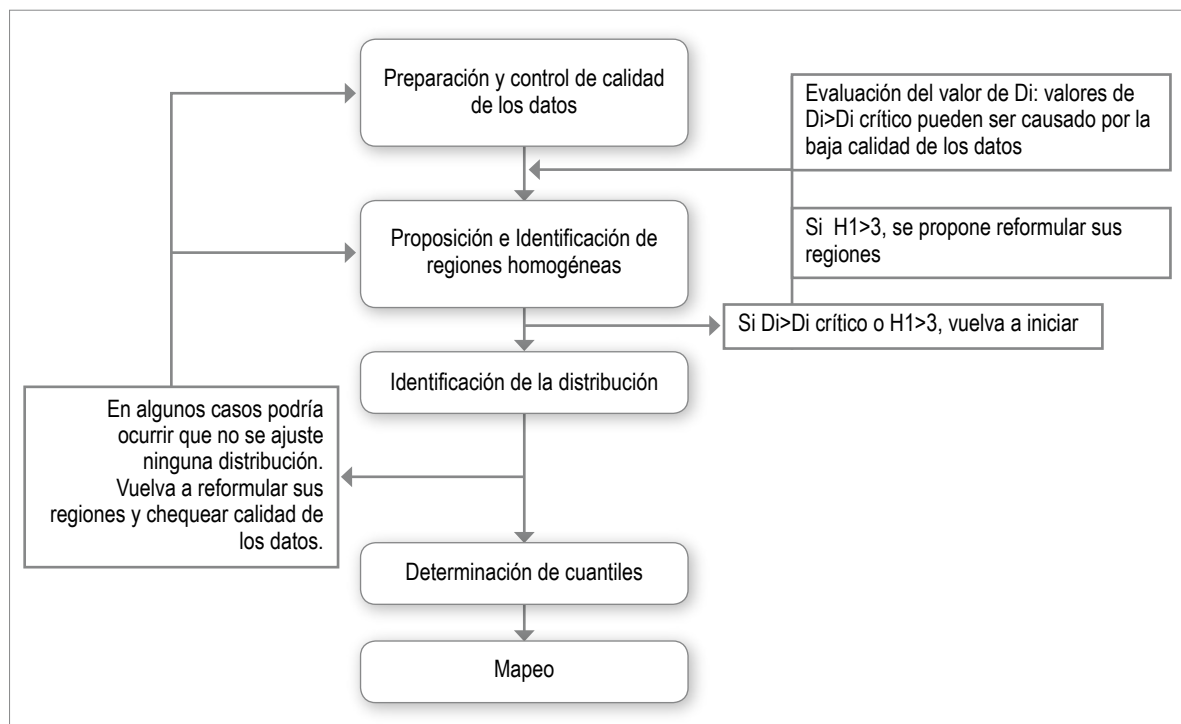


Figura 4. Diagrama de flujo del análisis regional de frecuencia de sequías.

4.1. Etapa 1: Preparación de los datos:

La disponibilidad de datos confiables es un requisito indispensable para cualquier tipo de análisis hidrológico, en particular, aquel relacionado con la determinación de probabilidad de ocurrencia de eventos extremos, en la que el error, presencia o ausencia de un dato en particular, puede tener importantes consecuencias sobre las estimaciones de probabilidad con altos periodos de retorno. Por lo mismo, los esfuerzos destinados a la recopilación y análisis de los datos, así como su corrección en la etapa previa a su incorporación en los procedimientos de análisis de frecuencia, se justifican plenamente al alcanzar estimaciones más razonables de los parámetros a utilizar como de los cuantiles, probabilidades y productos derivados finales.

El propósito de este capítulo, en el contexto de un ARF-LM, para la elaboración de mapas probabilísticos de sequía, es presentar al analista una guía de las etapas involucradas en el proceso de preparación de los datos, algunos test recomendados en el análisis de los mismos, así como referencias bibliográficas y acceso a herramientas informáticas que faciliten su implementación.

No se presenta el detalle ni ejemplos de cálculo de los procedimientos estadísticos, en el supuesto de que el usuario final deberá tener la preparación suficiente y un manejo adecuado de los conceptos de análisis estadístico de datos hidrológicos. El objetivo de este capítulo es la presentación de ciertos criterios, en cuanto a la secuencia de etapas analíticas a abordar, así como de las técnicas estadísticas a utilizar.

Con la finalidad de apoyar la aplicación práctica de la metodología, se hace uso, a lo largo de lo que resta del documento, de resultados derivados del paquete de cómputo L-RAP (MGS, 2008) el cual fue desarrollado específicamente para el proyecto Atlas de Sequía.

4.1.1. Revisión de los datos:

Se debe desarrollar un gran esfuerzo en la revisión y control de calidad de los datos a ser utilizados en el análisis regional de frecuencias. Las justificaciones de este proceder están de sobra y pueden ser revisadas por el lector en los capítulos II (Análisis exploratorio de datos) y III (Estimación y completación de datos de precipitación faltantes), ambos contenidos en la “Guía metodológica para la elaboración del mapa de zonas áridas, semiáridas y subhúmedas secas de América Latina y el Caribe” (UNESCO, 2006).

Sin perjuicio de lo anterior, los principales objetivos de esta etapa, previa al análisis regional de frecuencias son:

1. Maximizar nuestro entendimiento de los datos
2. Describir la estructura subyacente que ellos tienen (normalidad, multimodalidad, asimetría, curtosis, linealidad, homogeneidad entre grupos, homocedasticidad, etc.)
3. Detectar las variables importantes
4. Detectar valores atípicos y anomalías
5. Comprobar los supuestos implícitos en los análisis
6. Determinar los ajustes óptimos de los factores
7. Proporcionar al analista información relevante en cuanto al modelo que mejor ajusta los datos, una lista de valores atípicos, sentido de certeza en las conclusiones, estimaciones de los parámetros, grado de incertidumbre sobre las estimaciones, lista de las variables importantes, conclusiones sobre las significancias estadísticas de variables individuales.

En particular, es esperable que el analista pueda utilizar, como mínimo, algunos de los siguientes procedimientos, que han sido adoptados en la metodología aplicada a los casos de estudio:

- Análisis exploratorio: Mediante técnicas y herramientas como uso de histogramas de frecuencias, box-plot, curvas q-q, cálculo de estadística descriptivas, etc.
- Análisis de estacionariedad: Mediante la pendiente de la recta de regresión lineal variable-año
- Análisis de autocorrelación: Mediante el test de correlación Lag-1
- Análisis de consistencia u homogeneidad: Mediante curvas dobles masa o dobles acumuladas



Desarrollo de Etapa 1 mediante L-RAP

La implementación práctica de la metodología descrita en esta Guía hace uso del software Linear Regional Analysis of Precipitation (L-RAP). Este software, fue desarrollado por MGS (2008) en el marco del Proyecto Atlas de Sequía para áreas piloto de América Latina y ha sido utilizado, como herramienta básica para la aplicación de la metodología en los ejemplos y casos de estudio. Por lo tanto, en adelante, se hará referencia a la utilización de esta herramienta en cada ejemplo de aplicación.

La preparación de datos en L-RAP implica dos pasos: Primero se deben alimentar las planillas de trabajo en formato Excel. Cada estación requiere completar una planilla, la cual consiste en dos hojas. En la Figura 5 se presenta una vista de la primera y segunda hoja de la planilla de ingreso. En la Hoja 1 deben registrarse los siguientes datos:

1. Identificación de la estación (Station ID): Un código numérico. Puede ser con formato texto.
2. Nombre de la estación (Station name): El nombre que posee la estación.
3. Tipo de estación (Gage Type): Tipo de pluviómetro. TB para registros continuo menor a 1hr, HR para registros horarios y DY para registros diarios.
4. Estado o Provincia (State or Province): Área administrativa donde se ubica la estación.
5. Latitud (Latitude)
6. Longitud (Longitude)
7. Precipitación media anual (Mean annual precipitation)
8. Elevación (Elevation): Altitud sobre el nivel del mar en que se ubica la estación.
9. Estación duplicada
10. Número de Región (Region number)
11. Comentarios (Comments)

En la Hoja 2 deben registrarse las precipitaciones mensuales para cada uno de los años de los cuales se tenga registro. Los valores ausentes deben ser reemplazados por -999. Deben ser registrados todos y cada uno de los años entre el primer y último año de registro, aunque incluso uno o más años consecutivos no tengan información. Debe tenerse esta precaución, pues es común en algunas fuentes de datos, eliminar completamente del registro aquellos años donde no hubo ninguna medición, por ejemplo, porque la estación no estuvo operativa. En tal caso, se incluye el año y se rellenan todos

los meses con -999. Una vez ingresados los datos, se debe presionar el botón **PARSE** ubicado en la Hoja 2. Así, se generarán 12 nuevas hojas de cálculo, cada una con los datos correspondiente a cada mes del año y con una serie de indicadores de calidad de los datos ingresados.

Si hubiese problemas en la ejecución del comando PARSE, esto puede deberse a que no se tiene habilitada la ejecución de MACROS en Excel, lo que puede corregirse mediante **HERAMIENTAS>M ACRO>SEGURIDAD**.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N		
1	Data Entry Template for CAZALAC Study															
2																
3																
4	StationID	001	Station/Site Identification, 7 alpha-numeric characters maximum												a	
5	Station Name	Almendral	Station/Site Name, 25 alpha-numeric characters maximum													
6	Gage Type	DY	Gage/Instrumentation Type, 2 alpha-numeric characters													
7			TB - automated recorder (such as tipping bucket gage), time resolution less than 60 minutes													
8			HR - automated recorder, time resolution is 1-hour													
9			DY - observational day measurements on 24-hour intervals													
10																
11	State or Province	Elqui	Local Government Area Identification, 2 alpha-numeric characters													
12																
13	Latitude		-29.98255	Latitude in decimal degrees, (example 45.677 northern hemisphere or -45.677 southern hemisphere)												
14																
15	Longitude		-70.9187	Longitude in decimal degrees, (example -122.357 west or 122.357 east)												
16																
17	Mean Annual Precipitation		90.9	Mean Annual Precipitation of Station/Site, real number 1 decimal place in millimeters, initial estimate subject to revision												
18																
19	Elevation		370	Elevation of Station/Site, integer value in meters												
20																
21	Duplicate Gage		0	Flag to indicate this can be considered a duplicate gage, [0] for no duplicate, [1] for duplicate gage duplicate gage may be a co-located precipitation gage or very near to another gage that has longer, higher quality record												
22																
23	Region Number		2	User assigned number for identification of candidate homogeneous region, integer in range from 1 to 999												
24																
25	Comments															
26																
27																
28																
29																
30																
31																
32																

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P
1	INSTRUCTIONS FOR DATA ENTRY OF MONTHLY PRECIPITATION															
2	1. Copy and paste monthly precipitation from another source of 12 column format data to the cells below. Data entry must begin on row 7.															
3	The data need not be continuous, i.e., missing years will be accommodated by the Parse routine.															
4	2. Click the Parse button to copy the data for each month to its corresponding spreadsheet tab.															
5	3. Go to individual monthly worksheets and confirm/enter correct quality flags															
6	Year	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec			
7	1937	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
8	1938	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
9	1939	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
10	1940	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
11	1941	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
12	1942	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
13	1943	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
14	1944	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
15	1945	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
16	1946	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
17	1947	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
18	1948	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
19	1949	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
20	1950	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
21	1951	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
22	1952	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
23	1953	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
24	1954	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
25	1955	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
26	1956	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
27	1957	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999
28	1958	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	-999	0	0	0	0	0	
29	1959	0	0	0	22	0	35	2	45.9	0	0	0	0	0	0	
30	1960	0	0	0	0	0	14	0	0	0	0	0	0	0	0	
31	1961	0	0	0	0	0	22	10	83	0	10	0	0	0	0	
32	1962	0	0	0	0	0	8	0	3	0	13	0	0	0	0	

Figura 5. Hoja 1 (a) y Hoja 2 (b) de la planilla Excel de ingreso de datos para importación mediante L-RAP.

Una vez completado el ingreso de datos de todas las estaciones a ser utilizadas en el análisis, y cerradas todas las planillas de ingreso, se procede a iniciar la ejecución de L-RAP para importar las planillas mediante el comando **IMPORT DATA**. Para ello se presiona el botón **BROWSE FOR TEMPLATE FILES**, se seleccionan todas las planillas de ingreso (Utilice la tecla shift, para ayudarse, por ejemplo) y se presiona **ABRIR**.

Tras la importación, que puede durar algunos minutos dependiendo del número de estaciones a importar, es posible realizar un control de calidad básico mediante el comando **RUN DATA QUALITY SCAN**. Sin embargo, este comando controla básicamente el que se haya respetado el formato de ingreso de datos y no la calidad de los mismos, la cual debe ser controlada previamente mediante procedimientos estándar basados en Análisis Exploratorio y otras técnicas. La ventana de resultado del proceso básico de control de calidad se presenta en la Figura 6.

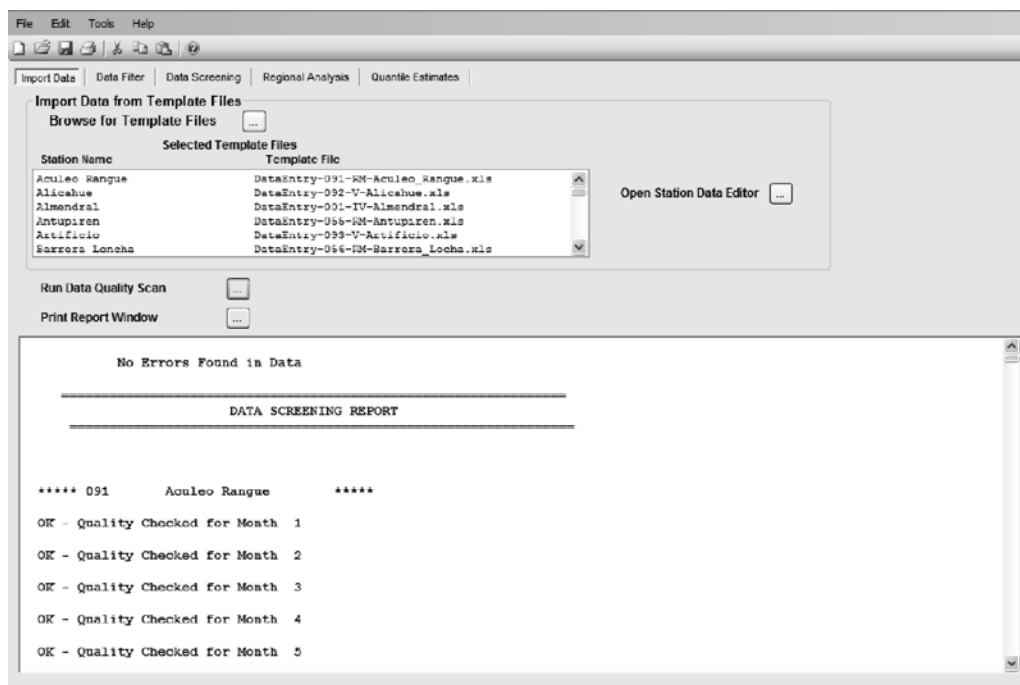


Figura 6. Ventana principal de L-RAP presentando resultados del RUN DATA QUALITY SCAN

En caso de que sea necesario realizar modificaciones a uno o varios datos en la planilla de registro, esto puede hacerse en L-RAP mediante el comando **OPEN STATION DATA EDITOR**, según se muestra en la Figura 6. De esta forma es posible hacer correcciones a los datos individuales tanto en los atributos de la estación, como nombre, coordenadas, precipitación media anual, etc; como en los valores individuales de la precipitación mensual.

Para ello, la Figura 7 muestra la ventana de diálogo de la opción **OPEN STATION DATA EDITOR**. Para cambiar los atributos de una celda basta ubicarse sobre ella y escribir los cambios. En caso de querer modificar los valores individuales del registro de una estación, se debe presionar **EDIT DATA**. Una vez realizado los cambios se debe presionar **SAVE/CLOSE** par que los cambios tengan efecto.

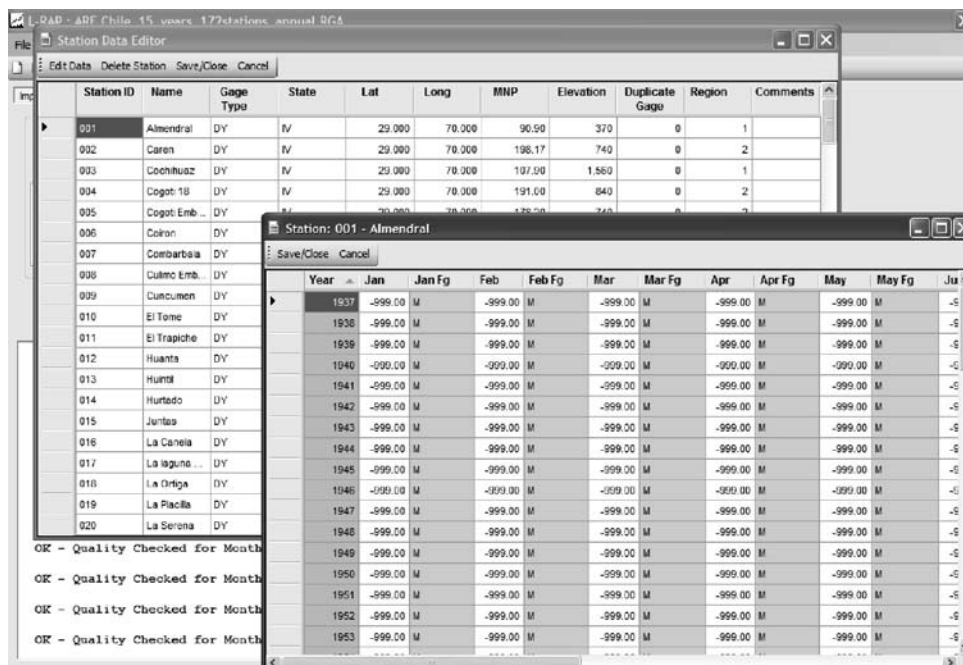


Figura 7. Ventanas de diálogo del comando OPEN STATION DATA EDITOR y EDIT DATA.

Una vez superado el control básico de calidad de los archivos de entrada, L-RAP permite chequear dos supuestos básicos en la etapa de preparación y control de calidad de los datos: Los supuestos de estacionariedad e independencia serial (autocorrelación). Para ello debe definirse previamente las restricciones sobre los datos con los cuales se va a realizar el análisis. Esto incluye definir el mes de inicio de análisis y la duración. Por ejemplo, si estamos interesados en el análisis de la precipitación anual, podríamos utilizar como mes de inicio Enero y una duración de 12 meses. Otras combinaciones también son posibles.

Al mismo tiempo, en esta etapa debe ser ya definida la longitud mínima de registros con la cual se va a analizar los datos. Mientras menor es este valor, más estaciones es posible incluir, pero se incrementa fuertemente la variabilidad de las estimaciones por efecto del tamaño de la muestra. Por el contrario, mientras mayor es la longitud mínima de registro, disminuye la variabilidad, pero puede reducirse el número de estaciones que cumplan el criterio. Por lo tanto, se requiere un compromiso entre ambos criterios.

En la Figura 8 se presenta la ventana de diálogo **DATA FILTER** del Menú Principal, que permite definir con qué tipo de datos se va a trabajar. Esto requiere en primer lugar seleccionar las regiones (cada región agrupa una serie de estaciones) que se analizarán, para lo cual deben ser escogidas mediante un check para posteriormente presionar **SELECT REGIONS**. Una vez hecho esto, se debe tener ya definida la longitud mínima de registro que deben tener las estaciones para ser incluidas en el análisis y presionar **RETRIEVE SELECTED REGIONS**. También es posible para casos específicos, seleccionar los registros según un rango de años o según un rango de precipitación media anual o según un rango de latitud.

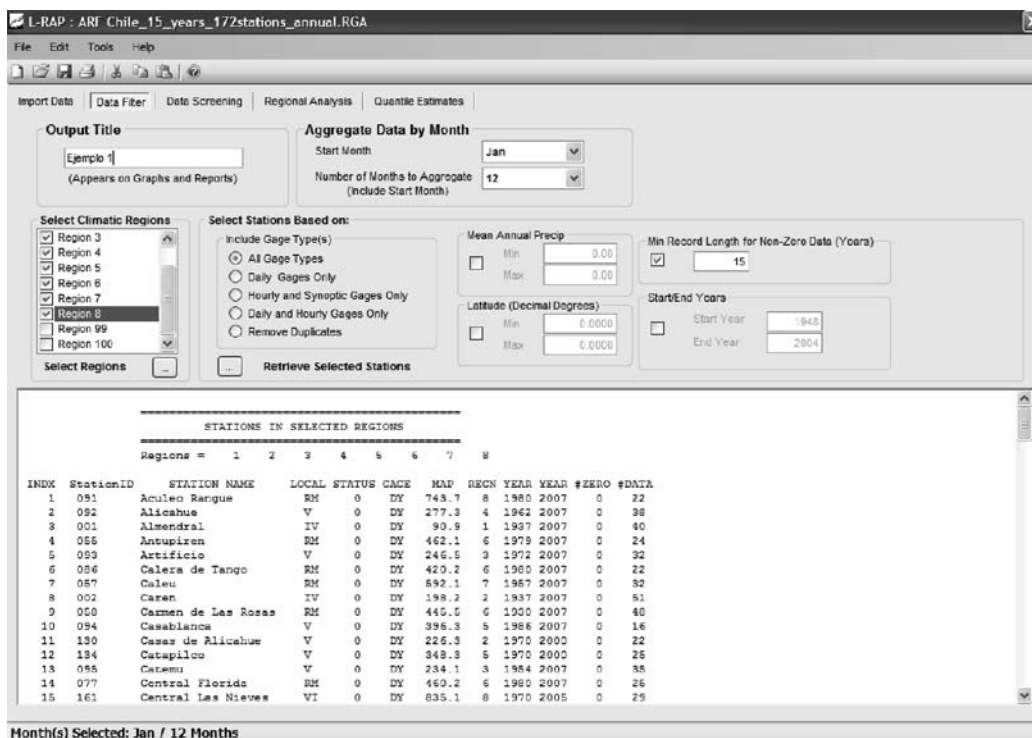


Figura 8. Ventana de diálogo del comando **DATA FILTER** del Menú Principal.

En la Figura 9 se presenta el análisis de los de estacionariedad y autocorrelación implementado por L-RAP, como procedimiento fundamental en la Etapa 1 de Control y Preparación de Datos. El ejemplo se basa en datos de precipitaciones anual con mes de inicio Enero y utiliza estaciones con un mínimo de 15 años de registro. Para obtener dichos resultados se debe presionar la opción **COMPUTE SCREENING STATS** en el Menú **DATA SCREENING**.

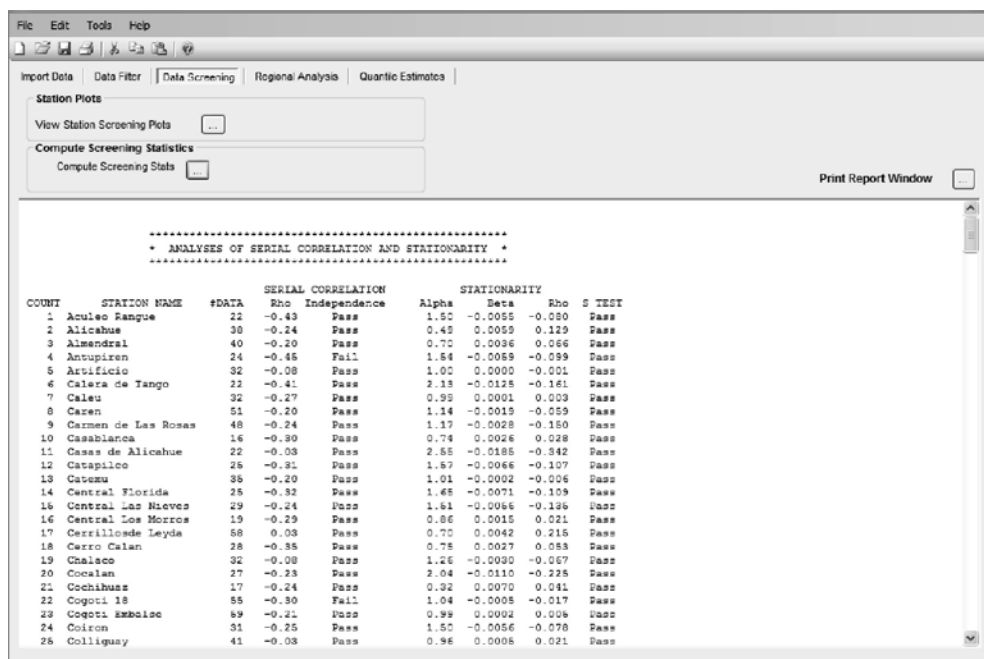


Figura 9. Ventana de resultados del análisis de estacionariedad y autocorrelación.

L-RAP indica si la estación analizada superó o falló el test de autocorrelación y lo mismo en el caso del test de estacionariedad. En caso de presentar alguna estación que haya fallado el test, debe analizar su situación en el contexto del resto de las estaciones. Si una estación falla y el resto pasa el test, es difícil suponer que la falla se deba a un origen físico de la lluvia o efecto climático más que un efecto propio de la variabilidad de los datos, especialmente en los relacionados con precipitación y con pocos años de registro o registros discontinuos, en los que claramente puede haber un efecto de la calidad de los datos debido a la operación de la estación. En todo caso es el analista quien debe clarificar estas situaciones en cada caso.

Finalmente, L-RAP presenta una serie de gráficas descriptivas que permite una primera aproximación a las características de los datos. Algunas gráficas utilizadas son los histogramas, gráficos de cuantiles y diagramas de L-momento-ratio que serán presentados más adelante. Para obtener estas gráficas de resultados, se debe presionar **VIEW STATION SCREENING PLOTS** bajo el Menú **DATA SCREENING**. Un ejemplo de ello se presenta en la Figura 10.

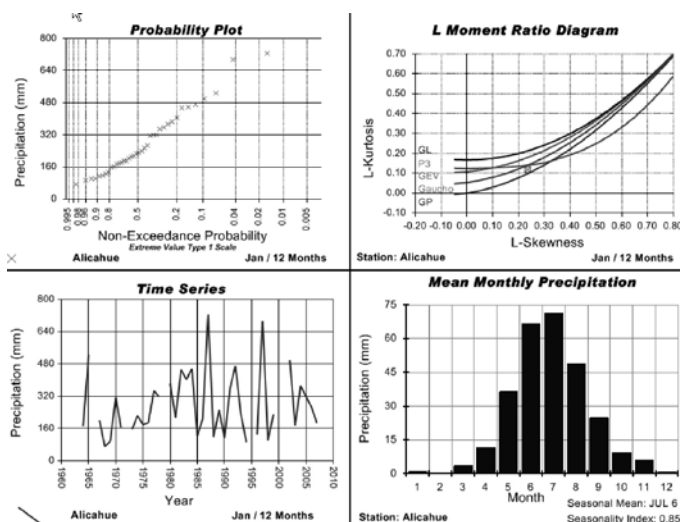


Figura 10. Gráficas descriptivas de los datos por estación. Se incluyen gráficas de probabilidad, diagrama L-momento-ratio, serie de tiempo e histogramas.

4.2. Etapa 2: Identificación de regiones homogéneas:

La identificación y formación de regiones homogéneas es el segundo paso en el ARF-LM. Este es un proceso iterativo (Schaefer *et al*, 2007). Algunos de los métodos más utilizados para formular *a priori* regiones homogéneas son el análisis cluster, métodos multivariados, métodos basados en atributos geográficos y climáticos del área de estudio, región de influencia, lógica difusa, mapas autoorganizados e índice de estacionalidad (Gaál *et al*, 2007; Gaál y Kysely, 2009; Fowler y Kilsby, 2003; Chavochi y Soleiman, 2009; Burn y Goel, 2000; Kohnova *et al*, 2009; Lin y Chen, 2004).

En esta Guía, se ha utilizado el criterio de estacionalidad y magnitud de la precipitación media anual, como criterio de agrupamiento de estaciones, para la formulación *a priori* de regiones homogéneas. Este criterio ha sido recomendado como el más adecuado para agrupar estaciones con miras a un análisis regional de frecuencia de precipitaciones en el contexto de la caracterización probabilística de eventos de sequía. Este criterio tiene su justificación en el sentido de que lo que se busca es agrupar estaciones cuyo origen de la lluvia sea el mismo. Al ser el mismo origen, entonces las lluvias debieran afectar de la misma forma a todas las estaciones dentro de la región homogénea, y por lo tanto, verse reflejado en la distribución de probabilidad en todas las escalas temporales. No tiene ningún sentido agrupar estaciones que tienen concentrada la precipitación en 3 meses de invierno, con aquellas cuya precipitación se concentra en cuatro meses de verano, por ejemplo.

En particular, pese a que el Ejemplo de Aplicación de la etapa 4 de esta Guía considera el estudio de la precipitación anual, la necesidad posterior de detallar el análisis a nivel mensual y multimensual, justifican plenamente el uso de este criterio de agrupamiento.

Con el propósito de evaluar la estacionalidad de las precipitaciones, L-RAP consideran dos indicadores. Uno de ellos es el denominado Índice de Estacionalidad. El segundo es el Día Juliano Medio. El primero se relaciona con el grado de concentración de la precipitación mientras que el segundo se refiere a la época en que ésta se concentra.

En términos prácticos, la aplicación del criterio de estacionalidad y magnitud de la precipitación media anual para el agrupamiento de estaciones en una región homogénea requiere del siguiente procedimiento:

- a) Para cada estación se calculó un Índice de Estacionalidad (SI), el Día Juliano Medio (MJD) y la PMA. El cálculo de SI y MJD está descrito por Schaefer *et al* (2007) y está basado en la estadística circular, que considera el día medio de ocurrencia, análogo a la media aritmética, y el SI, análogo a una medida estandarizada de variación. El SI toma valores entre 0 y 1. Valores cercanos a 0 indican una gran variación en los días de ocurrencia, mientras que valores cercanos a 1 indican una baja variación en los días de ocurrencia y, por tanto, alta concentración de los datos. Su cálculo es el siguiente:

Conversión del día juliano del año a dirección angular (=i):

$$\theta_i = 360 \left[J_i / Dias_{total} \right]$$

Cómputo de vectores para dirección angular:

$$S = \sum_{i=1}^n P_i [\sin(\theta_i)]$$

$$C = \sum_{i=1}^n P_i [\cos(\theta_i)]$$

Cómputo del día de ocurrencia medio (Día Juliano del año Jmedio):

$$\theta_2 = \text{ArcTan}(S/C)$$

$$\theta_2 = \text{ArcTan}(S/C)$$

$$\theta_m = \theta_2$$

$$\theta_m = \theta_2 + 180^\circ$$

$$\theta_m = \theta_2 + 360^\circ$$

$$J_m = 365 + \theta_m$$

Cómputo del Índice de Estacionalidad

$$SI = \text{SQRT}(S^2 + C^2) / P_{total}$$

$$P_{total} = \sum_{i=1}^n P_i$$

Donde,

Ji= Día juliano del año

A una determinada fecha del año, Daystotal es el número total de días para el año actual, Pi es la precipitación para una fecha dada (Ji); n es el número total de precipitaciones y fechas; Ptotal es la suma total de todos los valores de precipitación para el conjunto de registros.

- b) Basado en los valores de SI, el criterio para agrupar estaciones en sub-regiones homogéneas es: grupo 1, estaciones con SI entre 0 y 0,2; grupo 2, con SI entre 0,2 y 0,6 y grupo 3, con SI mayor a 0,6.
- c) En el caso de que las estaciones analizadas se encuentren todas dentro de un mismo rango de SI, éstas pueden ser agrupadas en función de su MJD. Esto, debido a que puede existir estaciones con SI similar, pero cuya concentración ocurre en distintas épocas (zonas con precipitaciones concentradas en verano y otras en invierno).
- d) Finalmente, estaciones ubicadas en un mismo grupo de SI y MJD son agrupadas en sub-regiones homogéneas según la magnitud de su PMA. La lógica detrás de este criterio, es que la variabilidad interanual y, por tanto, la forma de la distribución, tiene una estrecha relación con el monto de la precipitación anual. Es decir, es esperable que regiones áridas y semiáridas presenten una variabilidad interanual y formas de su distribución distintas a las regiones más húmedas, tal como ha sido indicado por diversos autores (Gastó, 1966; Kalma y Franks, 2003; Eriyagama *et al.*, 2009; Le Houérou, 1988). De esta manera, las estaciones son ordenadas de menor a mayor magnitud de la PMA y agregadas en una cantidad conveniente de sub-regiones.
- e) De acuerdo con Hosking and Wallis (1997), las sub-regiones homogéneas no requieren ser geográficamente continuas, de modo que no se forzó a las estaciones a pertenecer a una determinada sub-región en función de su ubicación geográfica.

4.2.1. Medida de heterogeneidad para aceptación de las regiones homogéneas propuestas:

El supuesto básico del análisis regional de frecuencias es que la distribución subyacente para un conjunto de sitios es la misma, dentro de una región homogénea. Por lo tanto, se requiere de una medida de este grado de homogeneidad, o de manera complementaria, en términos de la heterogeneidad que esta región presenta. Medidas de heterogeneidad -como la estadística H1- han

sido desarrolladas por Hosking y Wallis (1997) como un indicador del grado de heterogeneidad en los L-momento-ratios para un grupo de sitios/estaciones. La estadística H1 mide la variabilidad relativa del coeficiente de L-Variación (L-CV, en inglés) observado a partir de la muestra, y es utilizada para analizar la heterogeneidad en cada una de las regiones homogéneas propuestas (Wallis *et al*, 2007). Existen dos medidas adicionales de heterogeneidad, denominadas H2 y H3. Sin embargo, no se recomienda su utilización debido a que se ha comprobado que presentan una notable falta de potencia estadística (Viglioni *et al*, 2007). El fundamento teórico y procedimiento de cálculo de la medida de heterogeneidad H1 está ampliamente descrita por Hosking y Wallis (1996). Su presentación formal se encuentra en Anexo 1.

El criterio de homogeneidad utilizado en esta Guía se basa en Wallis *et al* (2007), quienes sugieren los siguientes rangos, a diferencia de los rangos originales descritos por Hosking y Wallis (1997), presentados en el Cuadro 3:

Cuadro 3. Valores críticos de heterogeneidad originales y actualizados

Heterogeneidad	Hosking y Wallis (1997)	Wallis et al (2007)
Homogénea	$H < 1$	$H < 2$
Posiblemente heterogénea	$1 < H < 2$	$2 < H < 3$
Heterogénea	$H > 2$	$H > 3$

Esta determinación se fundamenta en que los límites propuestos originalmente por Hosking y Wallis (1997), sólo tenían en cuenta la variabilidad estadística. Sin embargo, las mediciones de precipitación habitualmente contienen otras fuentes de variación, tales como el movimiento de estaciones durante sus años de funcionamiento, cambio de operadores, datos faltantes surgidos de reportes inconsistentes, falta de atención para medir la precisión y condiciones específicas del sitio, debido a construcciones, crecimiento de árboles alrededor de la estación, todos factores que incrementan en algún grado la heterogeneidad natural de las regiones, por muy homogéneas que sean desde el punto de vista meramente estadístico.

4.2.2. Medida de la discordancia de una estación dentro de una región homogénea:

Dado un conjunto de estaciones, un adecuado criterio en la formulación de regiones homogéneas es que las estaciones que la integran no presenten propiedades que las hagan discordantes con el resto de las estaciones dentro de la región homogénea.

Hosking y Wallis (1997) presentan una medida de discordancia, la cual permite evaluar el grado en que los L-momentos de una estación, se apartan significativamente del patrón medio de los L-momentos regionales. Para ello, los autores construyen una elipse concéntrica cuyas coordenadas corresponden a un par de puntos (por ejemplo, sobre una gráfica L-CV vs L-Skewness) con valores correspondientes a los L-Cv y L-Skewness regionales. La elipse presenta los ejes mayor y menor, escogidos para dar el mejor ajuste a los datos, determinados por la matriz muestral de covarianza de los L-momento-ratios de los sitios.

Formalmente, ese grado de alejamiento del centro de la elipse, se mide en términos de una prueba de discordancia D_i , la cual sirve para identificar estaciones cuyos valores muestrales de los L-momentos difieren significativamente de las otras estaciones de la supuesta región homogénea. Esta medida de discordancia puede ser utilizada en el proceso de control de calidad de los datos e indica los sitios dentro de la región donde los datos deben ser sometidos a un análisis de calidad más profundo.

Se considera que el vector de L-momentos (LCv, LSkewness, LKurtosis) de una estación determinada constituye un punto en un espacio tridimensional, por lo que un grupo de estaciones producirá una

nube de puntos en este espacio. Cualquier punto que se ubique lejos del centro de gravedad del conjunto de éstos deberá ser considerado como discordante.

Para saber si una estación es discordante, es necesario conocer el número de estaciones dentro de la región homogénea que se está analizando. Para un determinado número de estaciones existe un valor crítico de Di. Sobre ese valor, la estación es considerada discordante. El Cuadro 4 presenta los valores de DI según el número de estaciones que conforman a región homogénea.

Cuadro 4. Valor críticos para la estadística de discordancia Di

Número de sitios	Valor crítico	Número de sitios	Valor crítico
5	1,333	10	2,491
6	1,648	11	2,632
7	1,917	12	2,757
8	2,140	13	2,869
9	2,329	14	2,971
		15	3

Desarrollo de Etapa 2 mediante L-RAP.

En primer lugar se ha analizado la aplicación del criterio basado en el Índice de Estacionalidad para agrupar las estaciones en regiones homogéneas. L-RAP utiliza un índice de estacionalidad basado en la estadística circular el cual es calculado para cada estación. Para acceder a dicho cálculo, se debe presionar **COMPUTE SCREENING STATS** en el Menú **DATA SCREENING** y avanzar hacia la parte inferior de la hoja de resultados. Un ejemplo se presenta en la Figura 11.

ID	STATION	GAGE	LATITUDE	LONGITUDE	MAP	REGION	NDATA	JULIAN MEAN DAY	SEASONAL RESULTS SEASONALITY INDEX
091	Aculeo Ranque	DY	29.000	70.000	743.7	8	22	177	0.905
092	Alicahue	DY	29.000	70.000	277.3	4	38	187	0.855
001	Almendral	DY	29.000	70.000	90.9	1	40	186	0.886
055	Antupiren	DY	29.000	70.000	462.1	6	24	183	0.847
093	Artificio	DY	29.000	70.000	246.5	3	32	183	0.904
086	Calera de Tango	DY	29.000	70.000	420.2	6	22	177	0.871
057	Caleu	DY	29.000	70.000	592.1	7	32	190	0.902
002	Caren	DY	29.000	70.000	198.2	2	51	178	0.818
058	Carmen de Las Rosas	DY	29.000	70.000	445.5	6	48	177	0.855
094	Casablanca	DY	29.000	70.000	396.3	5	16	184	0.893
130	Casas de Alicahue	DY	29.000	70.000	226.3	2	22	183	0.863
134	Catapilco	DY	29.000	70.000	348.3	5	25	183	0.902
095	Catemu	DY	29.000	70.000	234.1	3	35	179	0.878
077	Central Florida	DY	29.000	70.000	460.2	6	25	181	0.863
161	Central Las Nievas	DY	29.000	70.000	835.1	8	29	180	0.885
089	Central Los Morros	DY	29.000	70.000	438.9	6	13	181	0.874
096	Cerrillosde Leyda	DY	29.000	70.000	407.4	6	58	176	0.876
059	Cerro Calan	DY	29.000	70.000	461.4	6	28	184	0.906
057	Chalaco	DY	29.000	70.000	214.0	2	32	190	0.882
173	Cocalan	DY	29.000	70.000	540.2	7	27	182	0.890
003	Cochihua	DY	29.000	70.000	107.9	1	17	171	0.867
004	Cogoti 18	DY	29.000	70.000	191.0	2	55	181	0.843
005	Cogoti Embalse	DY	29.000	70.000	178.2	2	59	178	0.875
006	Coiron	DY	29.000	70.000	328.1	5	31	181	0.871
098	Colliquay	DY	29.000	70.000	594.0	8	41	184	0.893
159	Coltauco	DY	29.000	70.000	659.1	8	27	179	0.866
007	Combarbala	DY	29.000	70.000	218.8	2	28	181	0.901
170	Convento Viejo	DY	29.000	70.000	729.3	8	36	179	0.901
008	Culima Embalse	DY	29.000	70.000	251.6	3	22	182	0.900

Figura 11. Cálculo de Índice de Estacionalidad y Día Juliano Medio mediante L-RAP.

Posteriormente, es muy útil seleccionar todo el rango de resultados y copiar esta información a un procesador de texto y guardarlo, por ejemplo, en formato de texto (txt). Ello, para poder importar esta información a una planilla de cálculo y trabajar de mejor forma con los datos, pues L-RAP, para este propósito, no presenta las capacidades de edición o manipulación de estos resultados.

En la Figura 12 se presenta una imagen de los resultados entregados por L-RAP sobre SI, pero ya importados a una planilla Excel. Con este paso, es posible analizar gráficamente los valores de SI y separar estaciones según los distintos rangos de SI recomendados, esto es: estaciones con $SI < 0.2$, estaciones con $0.2 < SI < 0.6$ y estaciones con $SI > 0.6$.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
1	ID	Name	GAGE	LATITUD	LONGITUD	MAP	REGION	DATA	JD	SI
2	91	Aculeo Rangué	DY	29	70	743.7	8	22	177	0.905
3	92	Alicahue	DY	29	70	277.3	4	38	187	0.855
4	1	Almendral	DY	29	70	90.9	1	40	186	0.886
5	55	Antupiren	DY	29	70	462.1	6	24	183	0.847
6	93	Artificio	DY	29	70	246.5	3	32	183	0.904
7	86	Calera de Tango	DY	29	70	420.2	6	22	177	0.871
8	57	Caleu	DY	29	70	592.1	7	32	190	0.902
9	2	Caren	DY	29	70	198.2	2	51	178	0.818
10	58	Carmen de Las	DY	29	70	445.5	6	48	177	0.855
11	94	Casablanca	DY	29	70	396.3	5	16	184	0.893
12	130	Casas de Alicahue	DY	29	70	226.3	2	22	183	0.863
13	134	Catapilco	DY	29	70	348.3	5	25	183	0.902
14	95	Catemu	DY	29	70	234.1	3	35	179	0.878
15	77	Central Florida	DY	29	70	460.2	6	25	181	0.863
16	161	Central Las Nieves	DY	29	70	835.1	8	29	180	0.885
17	89	Central Los Morros	DY	29	70	438.9	6	19	181	0.874
18	96	Cerrillos de Leyda	DY	29	70	407.4	6	58	176	0.876
19	59	Cerro Calán	DY	29	70	461.4	6	28	184	0.906
20	57	Chalaco	DY	29	70	214	2	32	190	0.882
21	173	Cocalán	DY	29	70	540.2	7	27	182	0.89
22	3	Cochihuaz	DY	29	70	107.9	1	17	171	0.867
23	4	Cogoti 18	DY	29	70	191	2	55	181	0.843
24	5	Cogoti Embalse	DY	29	70	178.2	2	59	178	0.875
25	6	Coiron	DY	29	70	328.1	5	31	181	0.871
26	98	Colliguay	DY	29	70	594	8	41	184	0.893
27	159	Coltauco	DY	29	70	659.1	8	27	179	0.866
28	7	Combarbala	DY	29	70	218.8	2	28	181	0.901
29	170	Convento Viejo	DY	29	70	729.3	8	36	179	0.901
30	8	Culimo Embalse	DY	29	70	251.6	3	22	188	0.9
31	9	Cuncumén	DY	29	70	268.9	4	38	182	0.852
32	138	Curimón Escuela	DY	29	70	243.4	3	20	191	0.883

Figura 12. Estadísticas de estaciones, incluido Índice de Estacionalidad y Día Juliano Medio, en Excel.

Los valores del SI pueden ser analizados posteriormente para evaluarlos descriptivamente, lo que permite orientar sobre la necesidad de agrupar o no según el criterio de estacionalidad. En el ejemplo, todas las estaciones tuvieron un SI promedio de 0.876 ubicado en el rango 0.6-1. También, el Día juliano promedio fue 180, equivalente al 30 de Junio. Esto implica por un lado una alta concentración de la precipitación en solo una época del año, por lo que no es necesario una primera separación de estaciones basado en el SI.

Considerando que el Índice de Estacionalidad es similar para todas las estaciones, el segundo criterio a utilizar para proponer un agrupamiento de estaciones es la magnitud de la precipitación media anual. Para ello, L-RAP permite ordenar las estaciones según el valor de la PMA de menor a mayor. En este punto es necesario definir en cuántas sub-regiones se va a dividir la totalidad de las estaciones. Para ello se debe considerar que mientras más estaciones hay en una región, es mejor la estimación, pero ello implica que para un número total de estaciones, se podrán generar menos sub-regiones. Se requiere un mínimo de sub-regiones para trazar posteriormente las relaciones L-momentos Vs. PMA. Asimismo, se requiere un mínimo de 7 estaciones en una sub-región para un cálculo adecuado de la medida de discordancia.

En el Cuadro 5 se presenta un ejemplo de agrupamiento de estaciones en sub-regiones, las que serán posteriormente analizadas en cuanto a su homogeneidad.

Cuadro 5. Propuesta de sub-regiones homogéneas

Sub-region	MAP ^r	Stations#	Data ^t	L-Cv	Sx L-Cv	L-Skewness	Sx-L-Skew	L-Kurt	H1
1	114,8	21		0,414	0,043	0,273	0,052	0,137	0,76
2	191,4	21	667	0,350	0,043	0,202	0,052	0,106	1,23
3	242,5	21	564	0,325	0,044	0,202	0,055	0,121	1,01
4	281,4	20	583	0,340	0,025	0,224	0,039	0,139	-2,16
5	351,8	22	617	0,300	0,026	0,199	0,049	0,147	-2,10
6	437,7	21	552	0,256	0,024	0,150	0,059	0,119	-1,62
7	543,1	21	764	0,271	0,040	0,161	0,073	0,111	1,65
8	739,3	21	586	0,235	0,033	0,085	0,056	0,096	1,05
1'	88,7	8	260	0,436	0,039	0,292	0,050	0,153	-0,30
8'	869,5	8	252	0,227	0,034	0,095	0,061	0,112	1,27

Posterior a la formación *a priori* de regiones homogéneas, éstas deben ser confirmadas mediante un estadístico de heterogeneidad. L-RAP utiliza para ello la estadística H1 de Hosking y Wallis (1997) al tiempo de entregar una serie de resultados respecto a los L-momentos del sitio y de la región. También son calculadas las estadísticas H2 y H3 aunque éstas no debieran ser consideradas debido a su baja potencia estadística.

En la Figura 13 se presenta un análisis de una de las sub-regiones que fueron propuestas en el paso previo de esta etapa. Para obtener los resultados de este análisis, se debe presionar **PERFORM REGIONAL ANALYSIS AND UPDATE GRAPHS** bajo el Menú principal **REGIONAL ANALYSIS**. Al hacer esto, se abrirá un cuadro de diálogo para asignar un nombre al archivo de salida así como un directorio de destino. Es útil en esta etapa asignar nombres que permitan referenciar la mayor información en pocas palabras. Por ejemplo, podría ser un nombre compuesto por las regiones que se están analizando, además del mes de inicio, duración y número de estaciones consideradas en el análisis.

A modo de ejemplo, si se está analizando la Región 1, para un análisis anual de precipitación, que se inicia en Enero, con un número mínimo de registro de 15 años y hay consideradas 21 estaciones, el nombre podría ser: RFA_R1_Enero12_15years_21St.txt. De este modo, otras regiones podrían tener nombres similares, pero modificando el número de la región o la cantidad de estaciones incluidas.

En la Figura, se aprecia que la sub-región propuesta fue aceptada como homogénea. Esto ocurre para todas aquellas sub-regiones con un H1 menor a 2. Sub-regiones con valores de H1 negativos indican que la homogeneidad es mayor a la esperada para una región homogénea simulada mediante la distribución Kappa de 4 parámetros, que tenga los mismos L-momentos regionales que la observada, la misma cantidad de estaciones y la misma longitud de registro por estación. Esto podría ocurrir en regiones con muchas estaciones cercanas donde podría haber un efecto de *cross-correlación*. Aun

bajo leves alejamiento de los supuestos de independencia, el análisis regional de frecuencias permite obtener las mejores estimaciones comparado con un análisis convencional basado en el sitio.

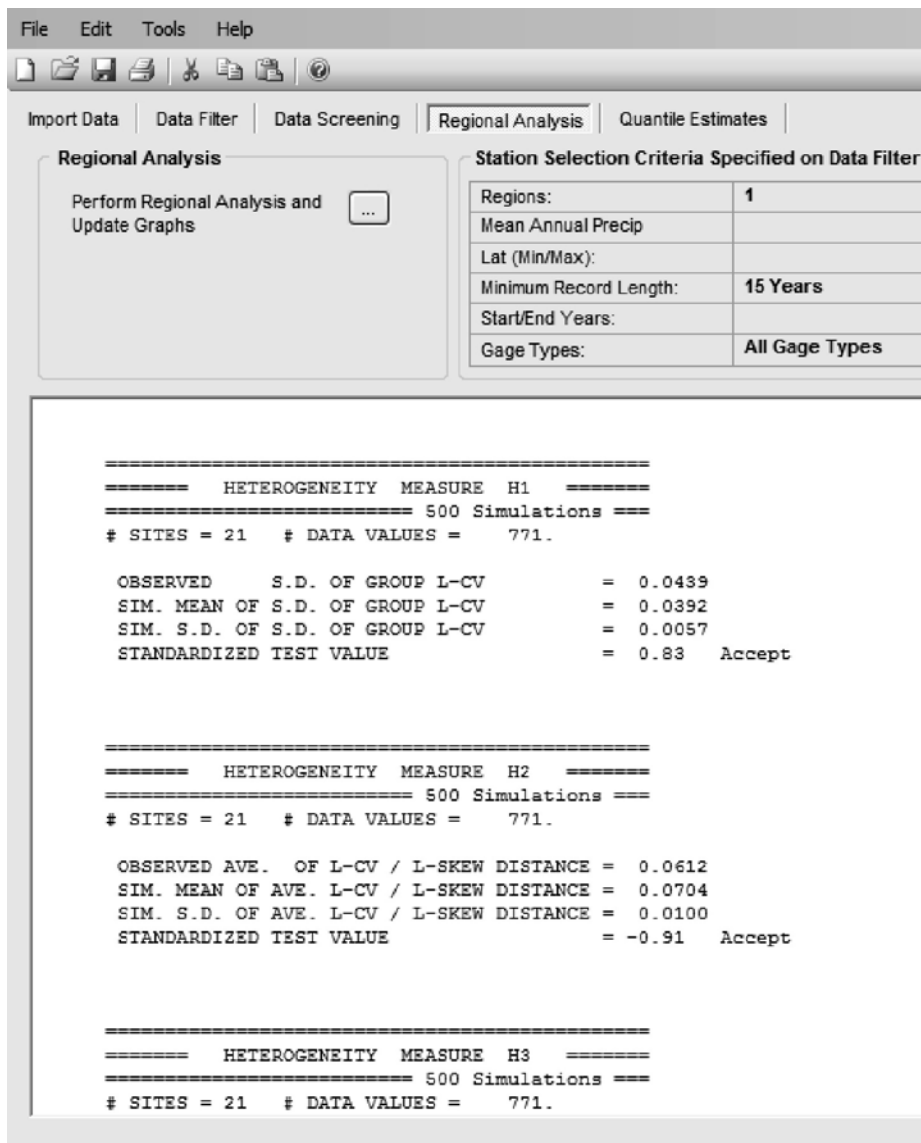


Figura 13. Cálculo de las estadísticas de heterogeneidad H1, H2 y H3 mediante L-RAP.

Otro de los indicadores importantes en esta etapa de análisis y formulación de regiones homogéneas es la presencia de estaciones discordantes. En la Figura 14 se presentan los L-momentos de cada estación, así como su medida de discordancia (D_i) en la última columna. De acuerdo con los resultados, ninguna estación resultó discordante.

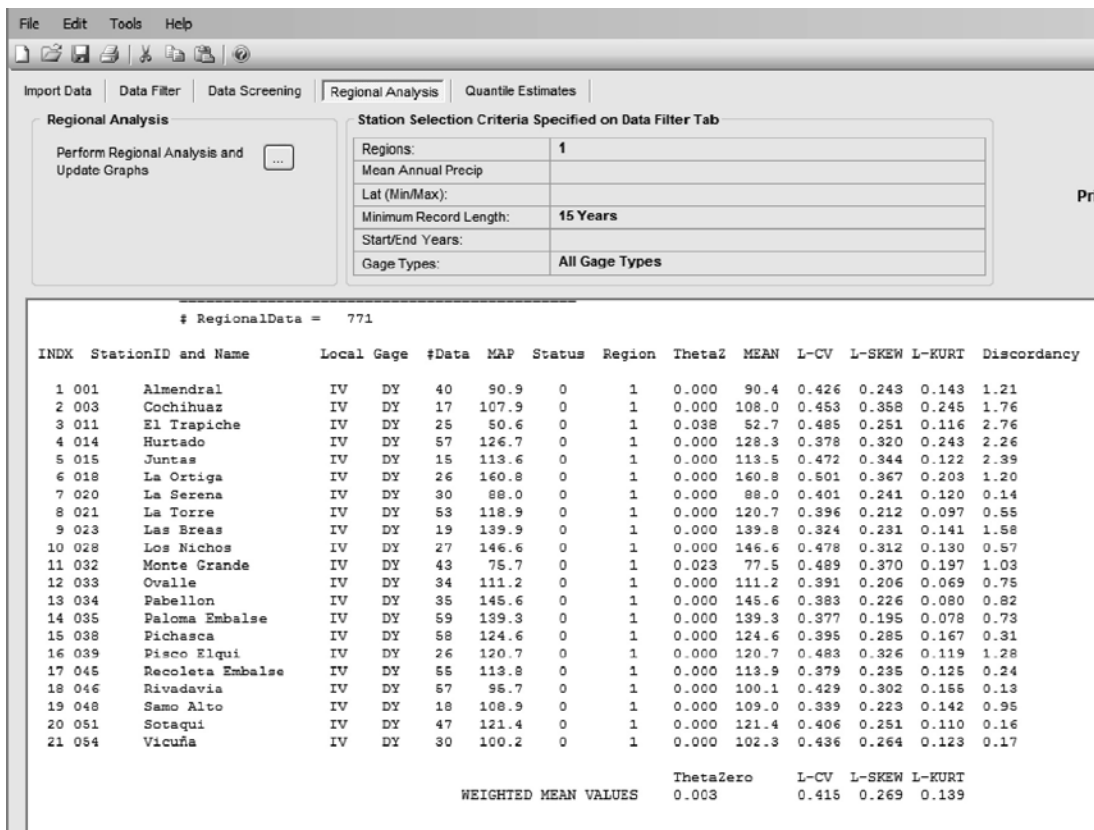


Figura 14. Estadísticas, L-momentos y medida de discordancia D_i para cada estación, mediante L-RAP.

Este resultado, puede confirmarse, por ejemplo, en la Figura 15 que presenta una diagrama de L-momento ratios entre L-Skewness Vs. L-Cv. Se aprecia una nube de puntos relativamente uniforme respecto a un valor central. De este modo, no hay en este caso alguna estación cuyos L-momentos se aparten significativamente del patrón del resto de las estaciones. Esta gráfica es generada automáticamente una vez que se ha ejecutado el comando que permite obtener el análisis regional de una determinada región.

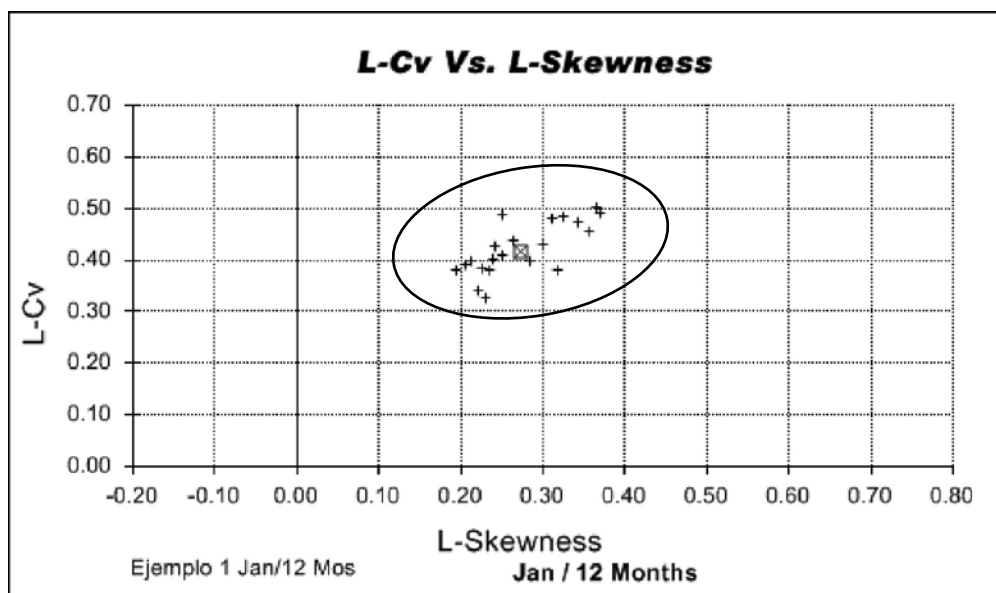


Figura 15. Diagrama de ratios de L-Skewness Vs. L-CV mostrando elipse y nube de puntos

4.3. Etapa 3: Determinación de la función de distribución de probabilidad:

Una vez que una región homogénea ha satisfecho la condición de homogeneidad es posible, entonces, determinar, basados tanto en el uso del diagrama de los L-momento-ratios regionales, descrito en la sección 2.4.1. como en el uso de la prueba de bondad de ajuste Z^{DIST} descrita en 2.4.2., la distribución de probabilidad regional, así como estimar los parámetros de esta distribución (Wallis *et al*, 2007).

La utilización de un diagrama que relacione los L-momentos regionales respecto a los L-momentos teóricos, para diversos tipos de modelos de distribución de probabilidad, es una etapa fundamental en el ARF basado en L-momentos. Vogel y Fennessey (1993) y Peel *et al*, (2001) indican que los diagramas de L-momento-ratios son una herramienta útil para la selección de la distribución de probabilidad aunque no suficientes, por lo que recomiendan el uso de medidas de bondad de ajuste basados en los L-momentos regionales.

Hosking y Wallis (1996) desarrollan una medida de bondad de ajuste basada en las estadísticas medidas de los L-momentos regionales, la cual fue descrita en la sección 2.4.2. Los autores indican que el procedimiento para aceptar una o varias distribuciones de mejor ajuste se basan en el valor Z^{DIST} . Si $Z^{DIST} < |1.64|$, entonces se acepta la hipótesis de buen ajuste de la distribución, caso contrario, se rechaza.

Sin embargo, surgen en esta etapa una serie de criterios que van más allá de los basados solamente en la significancia estadística y toman en cuenta aspectos operacionales. Por ejemplo, podría ser que dos distribuciones fueran significativamente distintas en la cola superior, pero si se está interesado en los cuantiles bajos, al analizar un problema de sequías, entonces las diferencias en el extremo superior, aunque estadísticamente distintas, no tienen importancia desde el punto de vista operacional o toma de decisiones. Este es un aspecto importante en la selección de la distribución de mejor ajuste. Es posible por ejemplo, que más de una distribución pueda ajustarse a una región homogénea. Al tener varias regiones homogéneas, sería ideal compartir entre ellas un mismo modelo probabilístico que facilite, por ejemplo, la generación posterior de los mapas de cuantiles o probabilidades.

Las distribuciones más comunes que pueden ser utilizadas para evaluar la medida de mejor ajuste en el contexto del ARF basado en L-momentos, e implementadas en el paquete de cómputo utilizado en el ejemplo de aplicación detallado de la presente Guía son: Pareto Generalizada, Generalizada de Valor Extremo, Generalizada Normal, Pearson Tipo III, Generalizada Logística, Kappa de 4 parámetros y “Gaucha”. Las primeras 6 y otras distribuciones y su estimación a partir de los L-momento-ratios está bien documentada (Hosking y Wallis, 1996; Abdul-Moniem y Selim, 2009; Shawky y Abu-Zinadah, 2007; Karvanen, 2006; Delicado y Goría, 2007; Gupta y Kundu, 2000).

La distribución Gaucha, acá señalada, corresponde específicamente a una distribución Kappa, de 4 parámetros, en la que el segundo parámetro de forma, h , es fijado a un valor de 0.5000. De este modo, se constituye en una distribución de 3 parámetros, la cual es posible representar en un diagrama de L-momento-ratios como una línea, entre las distribuciones Pareto Generalizada y Generalizada de Valor Extremo (Peel *et al*, 2001).



L-RAP provee de dos herramientas que permiten la determinación de la función de distribución de probabilidad de mejor ajuste: El diagrama de L-momento-ratios y la medida de bondad de ajuste Z^{DIST} .

1. Diagrama de L-momento-ratios:

En la Figura 16 se presenta el diagrama de L-momento-ratio para la sub-región 1 de ejemplo. Se aprecia que el valor de los L-momentos regionales (cuadrado rojo) se ubica muy próximo a las distribuciones LogPearson III, Pareto Generalizada y Gaucho. De este modo, al parecer, cualquiera de estas distribuciones podría representar un modelo adecuado a los datos. Aunque, tal como lo señalan Hosking y Wallis (1997) y Peel *et al* (2001), la decisión final no debiera depender sólo del análisis del diagrama de L-momentos-ratios, requiriéndose de un método objetivo para la selección adecuada.

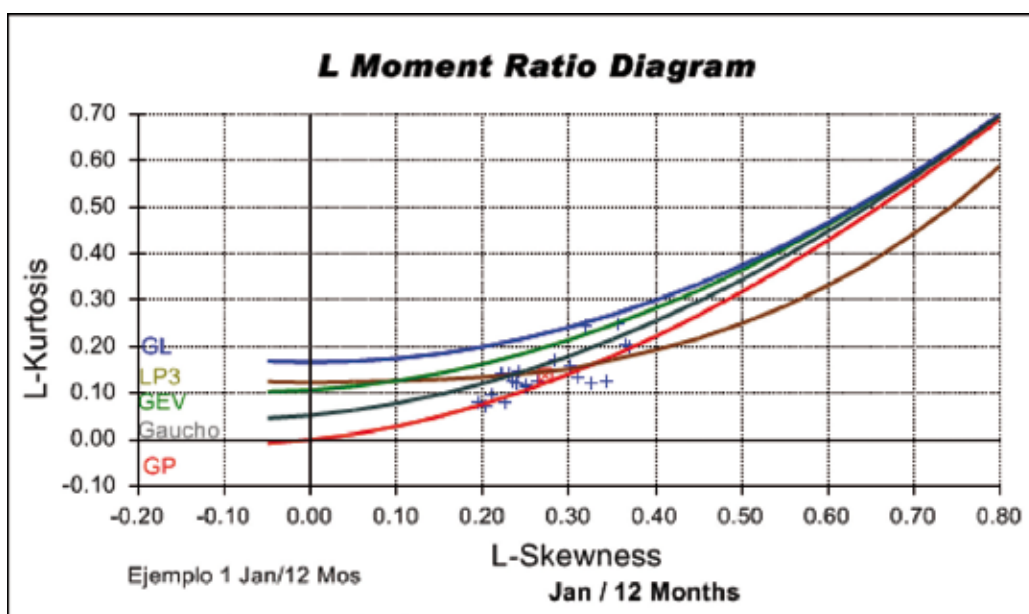


Figura 16. Diagrama L-momento–ratios para la sub-región 1.

2. Medida de bondad de ajuste Z^{DIST} :

Una medida objetiva implementada por L-RAP para el análisis de bondad de ajuste es la estadística Z^{DIST} .

En la Figura 17 se presentan los valores de salida entregados por L-RAP. Se aprecia que fueron aceptadas las distribuciones Pearson Tipo III, Pareto Generalizada y Gaucho, tal como era sugerido por el diagrama L-momento-ratios en el paso previo.

Adicionalmente L-RAP calcula el valor de los parámetros de las distribuciones aceptadas así como los de la distribución Kappa de 4 parámetros que posee una mayor flexibilidad para ajustarse a los datos. En este caso, por ejemplo, la distribución Kappa posee un valor de h (segundo parámetro de forma) de 0.8179. Este valor es cercano a 1, lo cual se corresponde con una distribución tipo Pareto Generalizada.

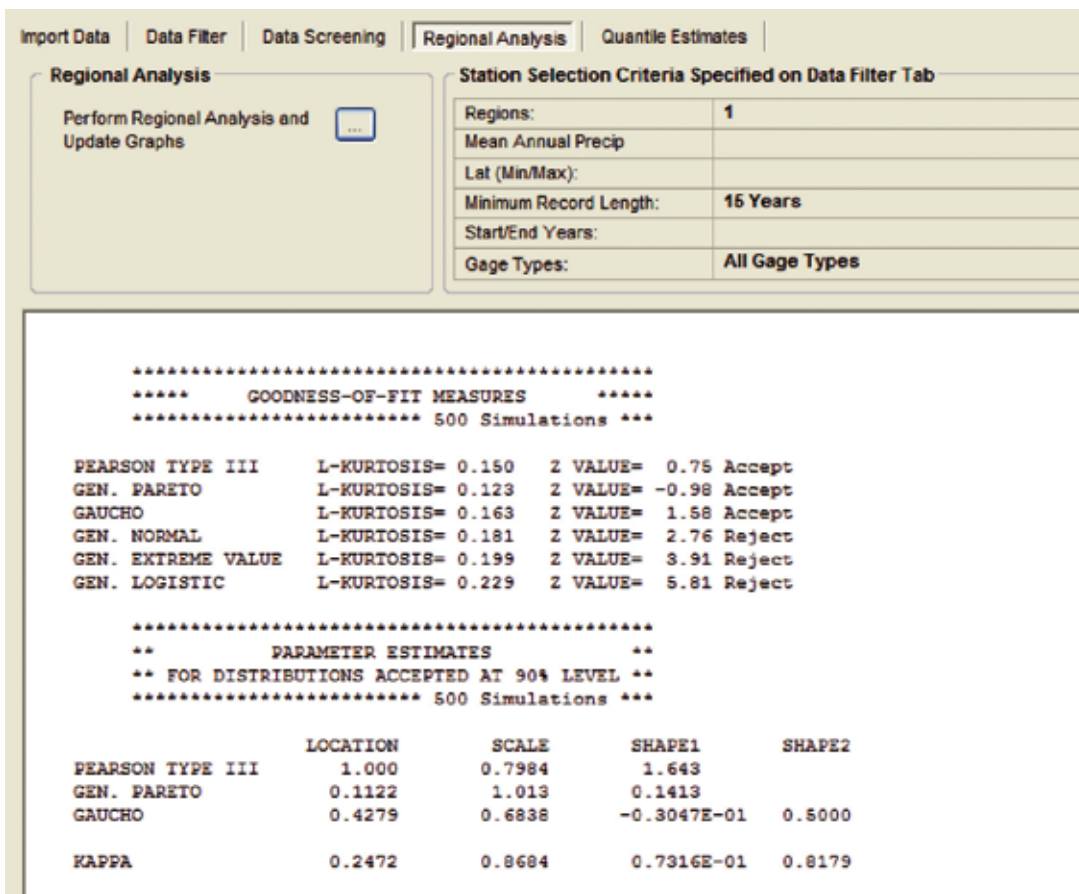


Figura 17. Medidas de bondad de ajuste Z^{DIST} y parámetros de las distribuciones aceptadas usando L-RAP.

4.4. Etapa 4: determinación de cuantiles:

Una vez determinada la o las distribuciones de densidad de probabilidad aceptadas a través de los métodos antes descritos en la sección 4.3., el analista está en condiciones de determinar los cuantiles o la función de cuantiles completa, para un sitio específico.

Debe recordarse, de la sección 3., que la función de cuantiles de la variable aleatoria X , asociada a un evento específico en análisis (en nuestro ejemplo, el cuantil de interés corresponde a una precipitación anual de 40% de la precipitación media anual), es función de la curva de crecimiento regional y de un factor de escala. Esto es:

$$\hat{Q}_i(F) = \hat{\mu}_i \hat{q}(F)$$

Es decir, la función de cuantiles del sitio de interés ($Q_i(F)$), se determina a partir de la función de cuantiles regional adimensional (curva de crecimiento regional) estimada mediante el análisis regional de frecuencias y multiplicada por un factor de escala, que puede ser, por ejemplo, el promedio de la variable analizada, para el sitio de interés.

Este procedimiento es coherente con el supuesto fundamental del ARF que sostiene que: dentro de una región considerada homogénea, desde el punto de vista de la función de distribución de probabilidad de una variable aleatoria X a analizar, todos los sitios o puntos, dentro de dicha región, presentan la misma distribución de probabilidad y la única diferencia entre los sitios en su función de cuantiles está dada por un factor de escala.



L-RAP permite calcular la curva de cuantiles regionales para cada una de las distribuciones de mejor ajuste. Asimismo, entrega el valor de los parámetros de cada distribución y permite, ajustando el valor de factor de escala **MEAN**, obtener la curva de cuantiles para un sitio específico, conociendo para este el promedio de la variable analizada. En este caso, la precipitación media anual.

La Figura 18 presenta los cuantiles estimados para cada una de las distribuciones aceptadas en la etapa anterior, es decir, Pearson Tipo III, Pareto Generalizada y Gaucho. También se presentan los valores de los parámetros de cada una de dichas distribuciones. Para obtener estos resultados, se requiere presionar el botón **COMPUTE/PLOT QUANTILES** bajo el Menú principal **QUANTILE ESTIMATES**.

En todo momento es posible seleccionar los resultados y copiarlos, por ejemplo, en una planilla de cálculo para su uso posterior.

Como los cuantiles dependen de la distribución seleccionada y sus parámetros y éstos a su vez, son estimados a partir de los L-momentos, es posible ingresar valores específicos de los L-momentos en las casillas de ingreso de la opción **L-MOMENTS**, y calcular los cuantiles asociados a los valores específicos de interés. Es decir, no se requiere realizar un análisis completo para determinar valores de cuantiles, bastando sólo conocer los L-momentos y el modelo de distribución.

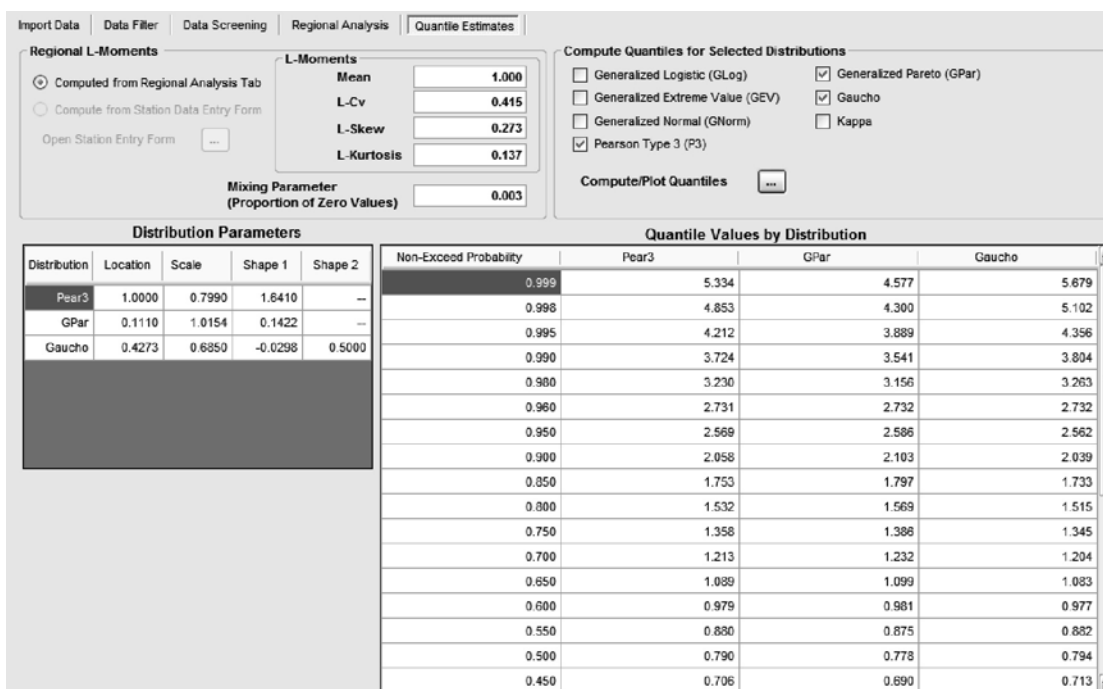


Figura 18. Curvas de cuantiles regionales y parámetros ajustados mediante L-RAP.

4.5. Mapeo:

Una de las especiales ventajas que presenta el método de ARF basado en L-momentos, es la facilidad de implementar el mapeo espacial de los cuantiles, probabilidades o periodos de retorno, considerando aquellos sitios medidos y no medidos. Esto ha sido demostrado en varios ejemplos de aplicación y extiende significativamente las capacidades asociadas al procedimiento, al generar, con un análisis probabilístico robusto, productos de gran valor para la toma de decisiones (Wallis *et al*, 2007; Schaefer *et al*, 2007, Schaefer *et al*, 2006; Baldassare *et al*, 2006; Baldassare *et al*, 2005; Lana *et al*, 2008).

Una de las características de las redes de monitoreo del clima en América Latina y El Caribe, en especial en sus regiones áridas y semiáridas, es su baja densidad. De este modo, el ARF puede contribuir a compensar esta deficiencia, entregando información valiosa respecto a la distribución de cuantiles, probabilidades o periodos de retorno de una variable aleatoria en estudio en aquellos puntos en que no se posee información.

Para ello, uno de los supuestos básicos del mapeo de cuantiles, probabilidades o periodos de retorno, a partir del ARF, es que es posible determinar las propiedades de la función de densidad de probabilidad, esto es, sus parámetros (mismos que son estimados a partir de los L-momentos) a partir de alguna variable explicativa o predictiva, con una mejor distribución espacial de información que aquella basada solamente en la de los sitios de observación disponibles.

Al respecto, Wallis y Schaefer (2009) indican que la principal variable predictiva de los L-momentos regionales es la magnitud de la precipitación media anual. Esto es, los L-momentos presentan una relación monótonamente decreciente a medida que la magnitud de la precipitación anual aumenta. Por lo tanto, es posible esperar mayores valores de los L-momentos en regiones más secas, como las regiones áridas y semiáridas y menores valores de los L-momentos en regiones más húmedas. A modo de ejemplo, se presenta en la Figura 19 una gráfica que relaciona L-CV con la Precipitación Media Anual en el análisis de precipitaciones máximas en 24 horas para el estado de Washington, EEUU, bajo diferentes climas. Se aprecia la tendencia decreciente de L-CV a medida que aumenta la precipitación media anual, en todos los climas. Este comportamiento es similar al encontrado en otras variables hidrológicas relacionadas con la precipitación, tal como la precipitación anual o estacional.

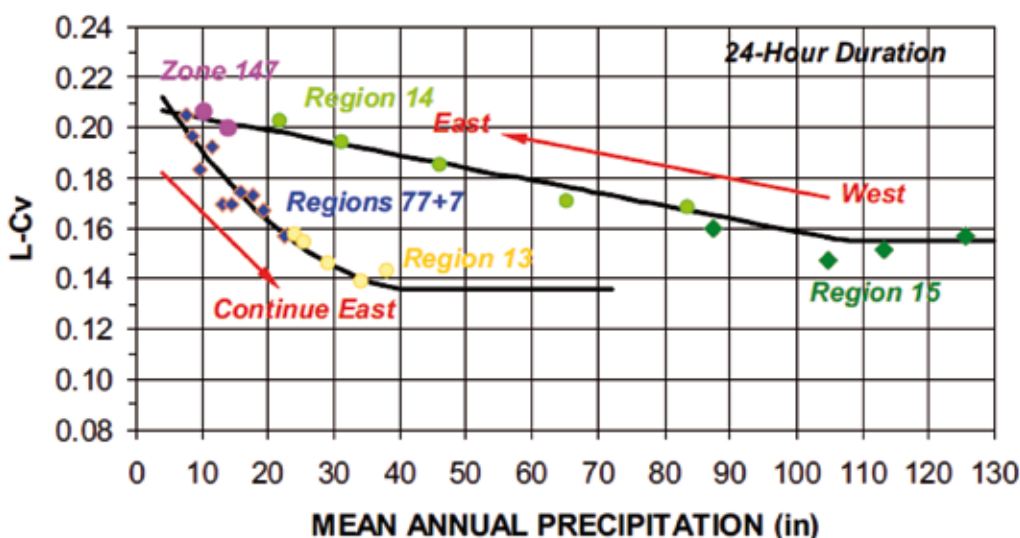


Figura 19. Curvas de ajuste para distintas regionales climáticas, entre la Precipitación Media Anual y L-CV.
Fuente: Wallis *et al* (2007)

A continuación se presentan las etapas necesarias para realizar el mapeo de cuantiles, probabilidades o períodos de retorno.

4.5.1. Ajuste de la función L-momentos versus Precipitación Media Anual (PMA)

La base del mapeo de cuantiles, probabilidades o periodos de retorno, aplicando el ARF basado en L-momentos, es la búsqueda de una función de mejor ajuste que describa la relación entre los L-momentos y la PMA. Schaefer *et al* (2006) y Wallis *et al* (2007) consideran la siguiente ecuación como la más recomendada para realizar el ajuste:

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

Los valores de los pares de puntos a utilizar en el ajuste no son los L-momentos de cada estación, sino los correspondientes a los L-momentos de cada una de las regiones evaluadas, a lo largo de un gradiente de precipitación media anual. Para la obtención de un conjunto de L-momentos regionales, se debe al menos obtener una subdivisión en términos de sub-regiones homogéneas. Esto, debido a que los L-momentos de los sitios (estaciones) desde donde se obtienen las observaciones, presentan una alta variabilidad debido, sobre todo, a distinta longitud de los registros. Y es el L-momento regional estimado, al haber ponderado los L-momentos de varias estaciones, por la longitud de su registro, quien provee de una mejor estimación del verdadero L-momento regional. Asimismo, la precipitación media anual utilizada en la confección de la curva de mejor ajuste corresponde a la precipitación media anual de cada sub-región.

A modo de ejemplo se presenta en la Figura 20 la gráfica de dispersión entre L-CV de cada estación y la Precipitación Media Anual, en mm para el ejemplo desarrollado hasta el momento. Se aprecia, a pesar de que existe un efecto de la longitud de registro de cada estación sobre su L-CV, que existe una tendencia a que el L-CV disminuya a medida que se incrementa la precipitación media anual.

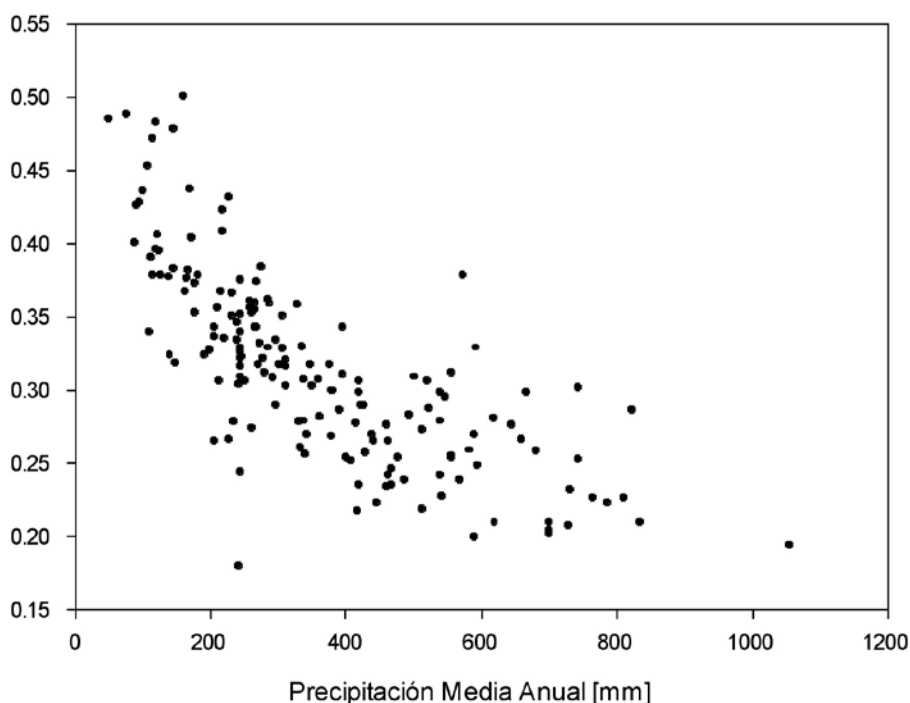


Figura 20. Gráfico de dispersión entre el L-CV de cada estación y la Precipitación Media Anual.

Para evitar el efecto de la variabilidad en los L-momentos debido a la longitud de registro, se recomienda utilizar un valor ponderado, siendo en este caso, los L-momentos regionales los que debieran utilizarse para trazar la gráfica L-momento versus PMA.

Debido a que un buen ajuste depende del número de pares de puntos disponibles para su graficación y análisis, a medida que se obtengan más puntos, se espera un mejor ajuste. Sin embargo, un mayor número de puntos, para una misma cantidad de estaciones disponibles, implica mayor número de sub-regiones con menos estaciones por sub-región homogénea. De este modo, se debe alcanzar un equilibrio entre estos factores.

La Figura 21 presenta una curva de mejor ajuste de L-Cv versus la PMA, para 10 sub-regiones homogéneas definidas a lo largo de un gradiente de precipitación media anual. El procedimiento de ajuste utilizado fue el de optimización mediante mínimos cuadrados utilizando el complemento Solver de la planilla de cálculo Excel o algún otro equivalente.

Para realizar este ajuste se siguieron los siguientes pasos:

- 1) En las celdas C15, E15 y G15 se introdujeron valores iniciales para los coeficientes de mejor ajuste de la ecuación 4.5.1.
- 2) Se rellenaron las columnas B,C,D y E, ente las filas 18 y27, con valores observados de precipitación media anual, L-CV, L-Skewness y L-Kurtosis. Todos los valores se obtuvieron de los valores regionales de 10 subregiones, ordenando la precipitación media anual de menor a mayor.
- 3) En las celdas G18:G27 se escribió como fórmula, la ecuación que relaciona L-CV con la PMA mientras que en las celdas H18:H27 se reescribieron los valores observado de L-CV para cada valor de la PMA.
- 4) Se agregó una nueva columna para calcular la medida de bondad de ajuste. Para ello, en las celdas I18:I27 se calculó la diferencia entre el L-CV Observado y el L-CV Estimado (I-H) y esos valores se elevaron al cuadrado.
- 5) En la celda I28 se realizó la suma de las diferencias al cuadrado y se calculó la raíz cuadrada de dicha suma.
- 6) Finalmente, se ejecutó el complemento Solver y se identificó como celda objetivo la I28, con la opción de minimización y cambiando las celdas donde se encuentran ubicados los coeficientes de mejor ajuste.

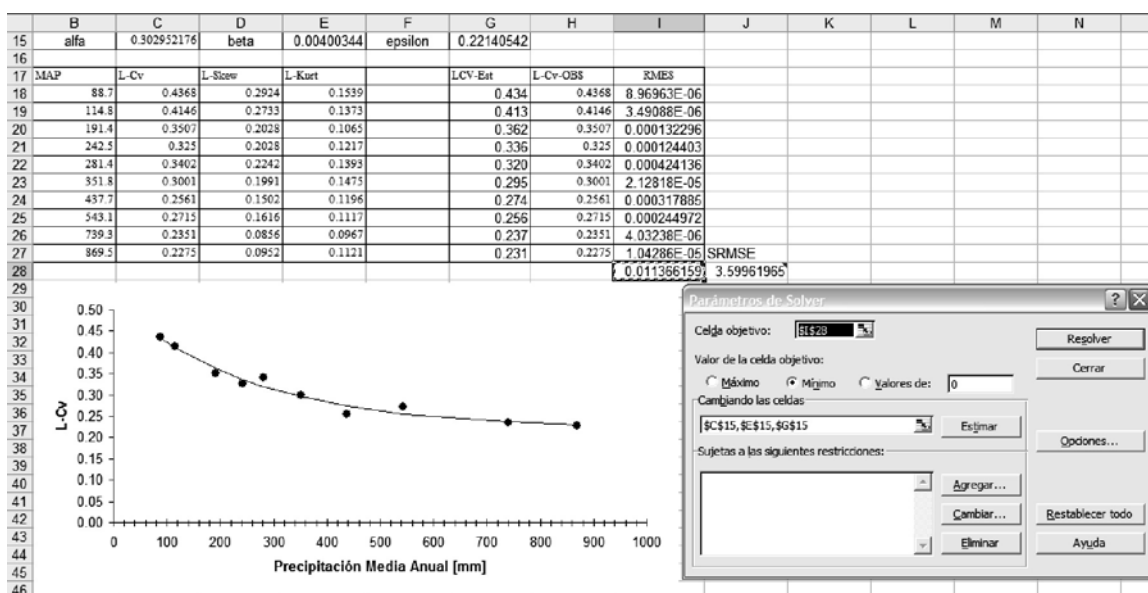


Figura 21. Curva de mejor ajuste para L-Cv versus PMA en la región semiárida de Chile.

Como medida de bondad de ajuste se puede utilizar la raíz cuadrada del error cuadrático medio (RMSE) y el RMSE estandarizado. Valores habituales de RMSE estandarizado para un buen ajuste están en el orden de 4, 9 y 11% para L-CV, L-Skewness y L-Kurtosis, respectivamente. De hecho, estos valores son similares a los registrados por Wallis *et al* (2007) y Schaefer *et al* (2006) quienes obtienen cifras de 3.2-5.9% y 8.5-15% para el RMSE estandarizado del ajuste MAP vs L-CV y PMA Vs. L-Skewness, respectivamente.

El aspecto fundamental en el procedimiento de ajuste, consiste en la determinación de los coeficientes de ajuste, los cuales son específicos para cada L-momento. La importancia de esta etapa es poder estimar posteriormente, los valores de los L-momentos en cada punto o sitio de interés donde no se tengan mediciones. Para ello, se recurre al conocimiento de la distribución espacial de una variable altamente disponible en muchos sitios, como es la precipitación media anual. De esta forma, obtenidos los L-momentos en cualquier punto, los mismos son utilizados en la determinación de los parámetros de las funciones de densidad de probabilidad y, por tanto, de las probabilidades y/o cuantiles asociados.

4.5.2. Mapeo de cuantiles /probabilidades mediante uso de información geográfica

Desde el punto de vista del tipo de información que se puede obtener de un análisis regional de frecuencias basado en L-momentos para en hidrología, existen tres tipos de productos:

- a) **Un mapa de probabilidades**, el cual represente en un medio cartográfico adecuado, la probabilidad de ocurrencia de un evento especificado. Por ejemplo, la probabilidad de que la precipitación anual en un sitio cualquiera, sea de un 40% de la que se esperaría en un año normal, considerando éste último como un año promedio, por ejemplo. Esto es equivalente a un 60% de déficit.
- b) **Un mapa de cuantiles**, el cual, para una determinada probabilidad de ocurrencia, represente la magnitud de un evento asociado. Por ejemplo, cual es la precipitación anual esperada, con una probabilidad del 85% o un periodo de retorno de XX años, por ejemplo.
- c) **Un mapa de periodos de retorno**, el cual representa el periodo de recurrencia medio de un evento con determinada magnitud. Este se deriva de la definición dada en la sección 2.1., en la que, para el caso de sequías, es decir, probabilidad de no excedencia, expresaría cada cuantos años en promedio, sería esperable que la precipitación anual no supere, por ejemplo, el 40% de la precipitación esperada en un año promedio.

Independiente del tipo de pregunta, y por tanto, del tipo de mapa o producto a requerir, la metodología es la misma. En algunos casos, como en el caso de los mapas de cuantiles, se requerirá que la función de densidad de probabilidad sea invertible o relativamente fácil de determinar por métodos numéricos. En casos de funciones más complejas, como las funciones Kappa de 4 parámetros, o la distribución Wakeby, puede verse limitado el uso de métodos tradicionales basados en álgebra de mapas para la obtención de los productos mencionados.

El punto de partida para el mapeo de cualquiera de los productos señalados en a, b y c, lo constituye una grilla de valores de precipitación media anual, la cual, como se ha señalado, corresponde a una variable predictiva que explique de manera adecuada la variación espacial de los L-momentos, y por ende, de los parámetros de la distribución de densidad de probabilidad. Una variable altamente explicativa, como ya se ha señalado es la precipitación media anual. Además, la precipitación media anual es una variable ampliamente estudiada en cualquier región del mundo y se dispone para muchos lugares de mapas de su distribución espacial. Sin embargo, habiendo una gran cantidad de procedimientos y metodologías utilizadas para la obtención de mapas de precipitación, el analista debe estar consciente de que las estimaciones del mapa de cuantiles, probabilidad o periodo de retorno, están determinadas por la calidad del mapa de precipitación media anual utilizado.

La calidad del mapa de cuantiles, probabilidades o periodo de retorno, son directamente relacionados con la calidad del mapa de precipitación media anual del cual derivan. Por tanto, mientras mejores sean los procedimientos para la obtención de este último, mejor la calidad del primero.

La metodología del análisis regional de frecuencias se basa en el denominado Índice de Avenida. Según éste, la diferencia en las curvas de cuantiles entre sitios dentro de una región homogénea, está dada por un factor de escala, que en este caso es el promedio de la precipitación anual en el sitio. De este modo, un error del 10% en la estimación de la precipitación media, implica un error equivalente en los cuantiles estimados. De ahí la importancia de contar con un buen mapa base

A continuación se describe el procedimiento para la elaboración de mapas de cuantiles, probabilidad o periodo de retorno de sequías mediante L-MAP, una herramienta de cálculo diseñada específicamente con este propósito en el marco del proyecto Atlas de Sequía. El detalle en cuanto a los resultados de su aplicación se describen adelante en el Ejemplo Completo de Aplicación en la sección 3.

4.5.2.1. Mapeo de cuantiles, probabilidad o periodo de retorno mediante L-MAP

Si bien para varias distribuciones de densidad de probabilidad utilizadas en el ARF es viable utilizar el procedimiento manual basado en álgebra de mapas, la gran cantidad de variables, parámetros y ecuaciones hacen poco recomendable su utilización en la elaboración de más de un mapa de interés. Esto, porque siempre existe la posibilidad de errores por formulación inadecuada de la ecuación en el módulo de álgebra de mapas, errores de tipeo o uso inadecuado del software SIG.

Por otro lado, existen funciones de densidad de probabilidad que no son fácilmente invertibles y otras que requieren de complicados métodos de resolución numérica, como la distribución Kappa de 4 parámetros o la distribución Wakeby de 5 parámetros. Frente a estas dificultades, el proyecto Atlas de Sequía para zonas piloto de América Latina, desarrolló un paquete de cómputo denominado L-MAP, cuyo nombre se deriva del software L-RAP, pero cuyo propósito es, a partir de las funciones de mejor ajuste desarrolladas durante el ARF-LM, generar los mapas de probabilidad, periodo de retorno o cuantiles.

Sólo es requerido para su utilización el contar con una capa raster de la precipitación media anual en formato IDRISI tipo ASCII. Una vez ingresado el raster e indicado el tipo de distribución, los coeficientes de las curvas de mejor ajuste para los L-momentos así como el tipo de producto a obtener, L-MAP genera automáticamente el mapa de salida en no más de 5 minutos. Este tiempo de ejecución es significativamente menor a las 2 a 3 horas que probablemente se debieran destinar a generar los mapas mediante el procedimiento basado en álgebra de mapas, lo que justifica por sí sola su utilización, además de liberar al procedimiento de cualquier tipo de error en el ingreso y tipeo de datos.

En la Figura 22 se presenta la ventana principal de la herramienta de cómputo L-MAP. La misma sólo requiere de un mapa de precipitación media anual en formato IDRISI binario, además del resultado

de los análisis previos basados en el uso de L-RAP. Los datos de entrada que son utilizados por L-MAP son los coeficientes de mejor ajuste de los L-momentos versus la Precipitación Media Anual, la distribución de mejor ajuste y, posteriormente, los periodos de retorno que se quieren calcular, a partir de la definición de valores de déficit de la precipitación, o cuantiles asociados a diferentes niveles de probabilidad.

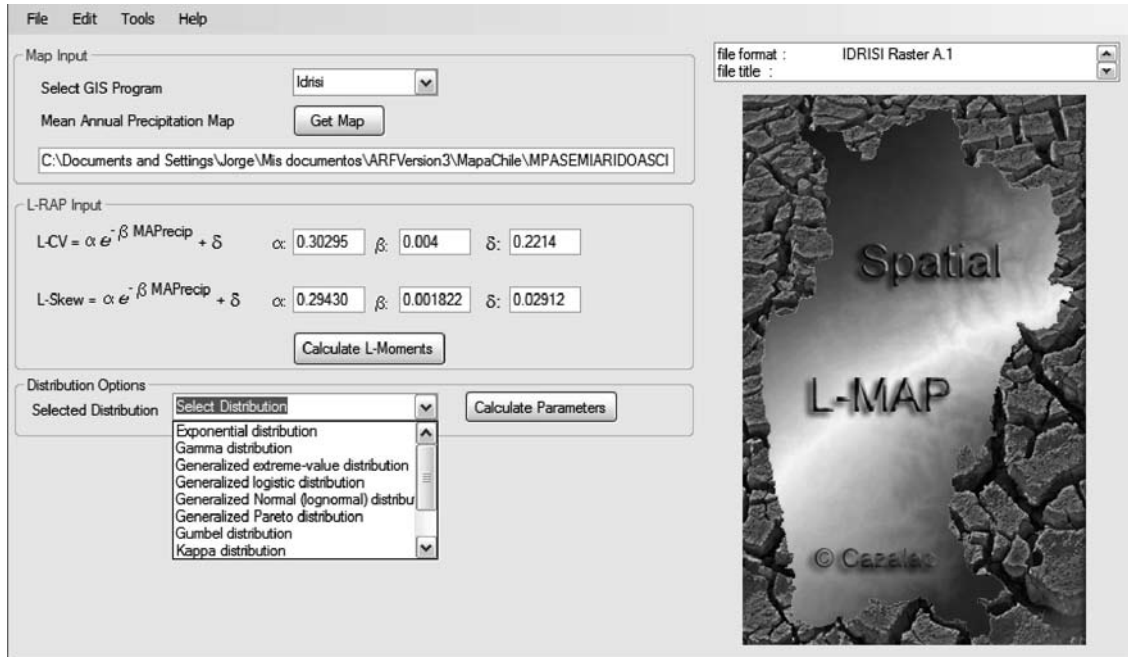


Figura 22. Ventana principal de la herramienta de cómputo L-MAP para la generación de mapas de probabilidad.

Segunda Parte:

**Ejemplo completo de aplicación.
Análisis regional de frecuencia de
la sequía anual en la región centro
norte de Chile**

5. Ejemplo de caso detallado

5.1. Etapa 1: Preparación de los datos

5.1.1. Análisis exploratorio:

- a) **Objetivo de la etapa:** El objetivo de esta etapa, en la preparación de los datos, es conocer estadística y gráficamente los datos con los cuales uno cuenta. Se puede obtener información valiosa sobre promedios, variabilidad, distribución, existencia de un patrón común, presencia de valores que pueden causar sospechas de ser incorrectos, etc. Para llevarla a cabo es posible recurrir a cualquier paquete estadístico que permita obtener estadísticas descriptivas y gráficas.
- b) **Información y datos disponibles para el análisis:** El área de estudio corresponde, administrativamente, en dirección norte-sur, a las regiones de Coquimbo, Valparaíso, Metropolitana de Santiago y la del Libertador Bernardo O'Higgins de Chile. Geográficamente se ubica entre las latitudes 29°01' y 34°54' Lat Sur y entre las longitudes 69° 50' y 72°04' Long. Oeste.

La Figura 23 presenta la variación espacial de la precipitación media anual en el área de estudio. Esta presenta un gradiente norte sur y este oeste, con un mínimo aproximado de 50,6 mm en el extremo norte y un máximo aproximado de 1.200 mm en el límite sur. El origen extra-tropical de las perturbaciones frontales asociadas con las lluvias de invierno y su refuerzo orográfico a barlovento del cordón andino explican la disminución de la precipitación anual media de sur a norte y de cordillera a mar (Rutllant, 2004).

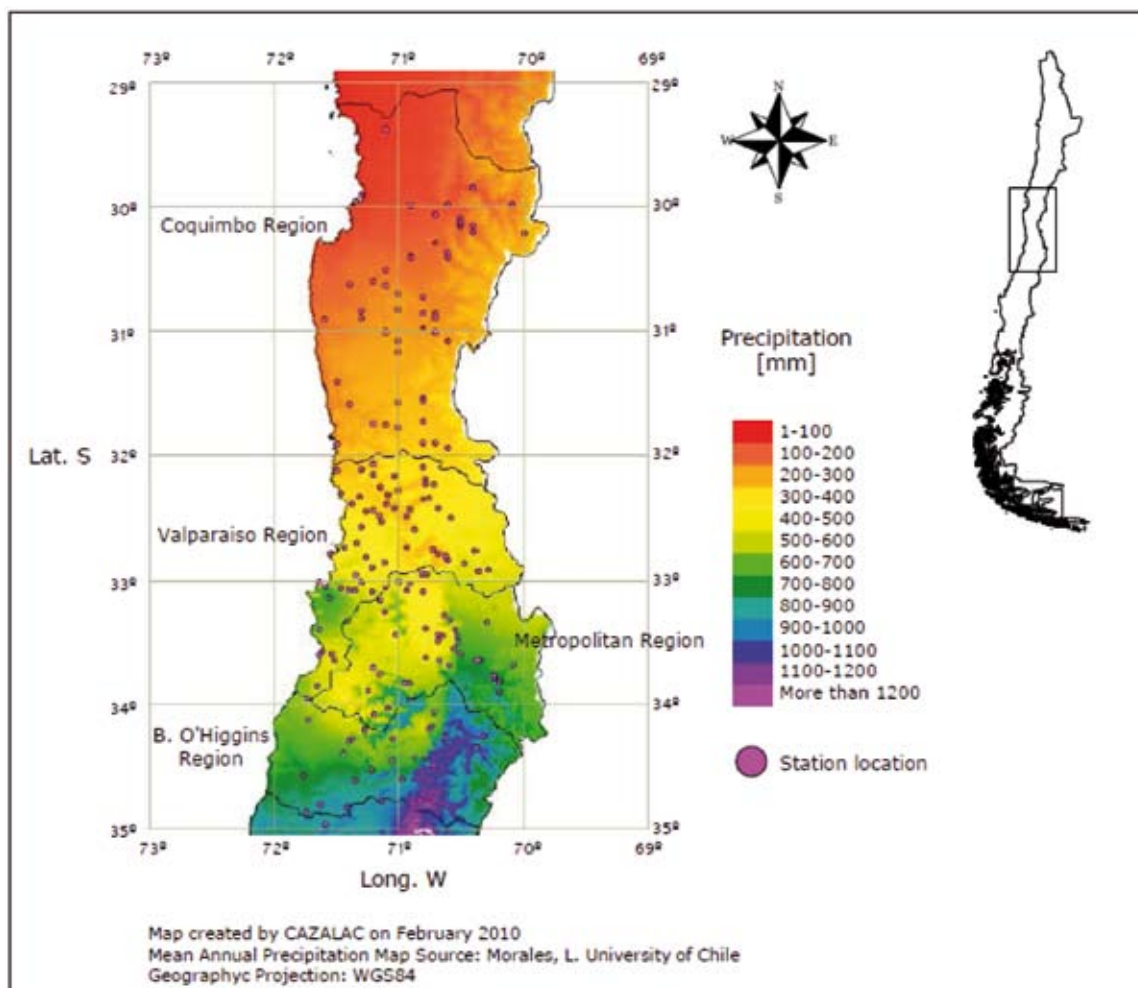


Figura 23. Mapa de precipitación media anual del área de estudio, entre las regiones de Coquimbo y del Libertador Bernardo O'Higgins. Chile.

Los registros de precipitación mensual, para un total de 180 estaciones pluviométricas distribuidas en el área de estudio, presentadas en la Figura 22, fueron obtenidos de las dos principales instituciones nacionales encargadas de la recolección y administración de información meteorológica en Chile: la Dirección General de Aguas y la Dirección Meteorológica de Chile. Para el caso de la región de Coquimbo, se dispuso de valores de precipitación diario, los cuales fueron agregados en precipitación mensual sólo para aquellos meses con registros diarios completos. Para el resto de las regiones, se dispuso únicamente de registros de precipitación mensual. En todo momento se trabajó únicamente con datos completos, no realizando ningún procedimiento para el relleno de datos faltantes.

En el Cuadro 6 se presentan algunas estadísticas descriptivas de la base de datos utilizada. De acuerdo con el Cuadro, la precipitación media anual en el área de estudio fue de 364,5 mm, con una alta variación dada por un CV de 53,4%. La longitud del periodo de registro medio fue de 29,2 años, con un mínimo de 15 años y un máximo de 75 años. En términos de análisis probabilísticos convencionales, es posible considerar estos registros como cortos, al menos para una estimación adecuada de cuantiles con los métodos convencionales, como el de los momentos o máxima verosimilitud. Por otro lado, el Índice de Estacionalidad (SI) presentó una media de 0.87 y una baja variabilidad (CV=4.1%). Esto indica una alta concentración de la precipitación anual en pocos meses del año. En particular, la precipitación se concentra entre los meses de Junio y Julio en la gran mayoría de las estaciones analizadas.

Cuadro 6. Estadísticas descriptivas de los registros de precipitación utilizados en el análisis.

Variable	PMA	Longitud de registro	SI
N	172	172	172
Media	364.5	29.2	0.87
Des. Est.	194.8	11.9	0.03
Coef. de variación	53.4%	41.1%	4.1%
Mínimo	52.7	15.0	0.722
Máximo	1055.6	75.0	0.945
Rango	1002.9	60.0	0.223

Respecto al método de recolección de los datos, la totalidad de las estaciones utilizadas en este estudio corresponden a estaciones cuyos registros de precipitación se colectan de manera diaria y de forma manual.

c) Paquetes de cómputo utilizados:

Para el procesamiento de los datos se utilizaron el software Minitab v.15 en español, la planilla Excel y el software L-RAP (MGS, 2008).

d) Resultados del análisis exploratorio:

- **Estadísticas descriptivas:** En el Cuadro 8 se presentan las estadísticas descriptivas para la variable precipitación mensual de 2 estaciones tomadas como ejemplo, en el área de estudio. La primera corresponde a la Estación Recoleta, ubicada en la Región de Coquimbo, al límite norte del área de estudio y la segunda, la Estación Pichuncaví Hacienda, ubicada en la Región Metropolitana, en la zona central del área de estudio.

Resultados para: Recoleta Embalse

Variable	Conteo			Media	Desv. Est.	Mínimo	Máximo
	total	N	N*				
Enero	71	60	11	0.1000	0.4491	0.0000	2.5000
Febrero	71	60	11	1.125	7.401	0.000	57.000
Marzo	71	60	11	0.692	4.652	0.000	36.000
Abril	70	59	11	3.45	9.88	0.00	67.00
Mayo	70	60	10	16.81	38.20	0.00	277.50
Junio	70	59	11	28.87	36.68	0.00	150.00
Julio	70	60	10	32.64	44.31	0.00	242.50
Agosto	70	59	11	18.84	27.50	0.00	141.00
Septiembre	70	61	9	5.83	13.10	0.00	78.00
Octubre	70	60	10	1.682	4.209	0.000	20.000
Noviembre	70	61	9	0.710	3.445	0.000	25.000
Diciembre	70	61	9	0.393	3.073	0.000	24.000

Resultados para Pedernal Hacienda:

Variable	Total	N	N*	Media	Desv. Est.	Mínimo	Máximo
Enero	79	41	38	1,605	5,086	0,00000000	29,800
Febrero	79	44	35	0,0227	0,1508	0,00000000	1,0000
Marzo	79	43	36	3,34	7,24	0,00000000	30,00
Abril	79	40	39	6,72	12,87	0,00000000	59,40
Mayo	79	41	38	30,93	36,72	0,00000000	167,50
Junio	79	40	39	66,4	80,2	0,00000000	423,6
Julio	79	40	39	85,5	106,7	0,00000000	461,1
Agosto	79	38	41	47,33	59,02	0,00000000	290,50
Septiembre	79	39	40	19,25	29,51	0,00000000	130,10
Octubre	79	38	41	6,26	12,65	0,00000000	63,20
Noviembre	79	41	38	2,73	9,19	0,00000000	58,00
Diciembre	79	43	36	0,367	1,579	0,00000000	10,000

Cuadro 7. Estadísticas descriptivas de la precipitación mensual de las estaciones Recoleta y Pichuncaví Hacienda.

Se aprecia que la precipitación se concentra en pocos meses del año, con meses donde su valor es prácticamente cero, correspondiendo al típico régimen estacional de zonas mediterráneas. Esta concentración es totalmente consistente con el Índice de Estacionalidad presentado en el Cuadro 7.

- **Gráficas de caja y bigotes (boxplots) de la precipitación mensual:** En la Figura 24 se presentan las gráficas de box-plot de la precipitación mensual de las estaciones Recoleta Embalse y Pichuncavi Hacienda.

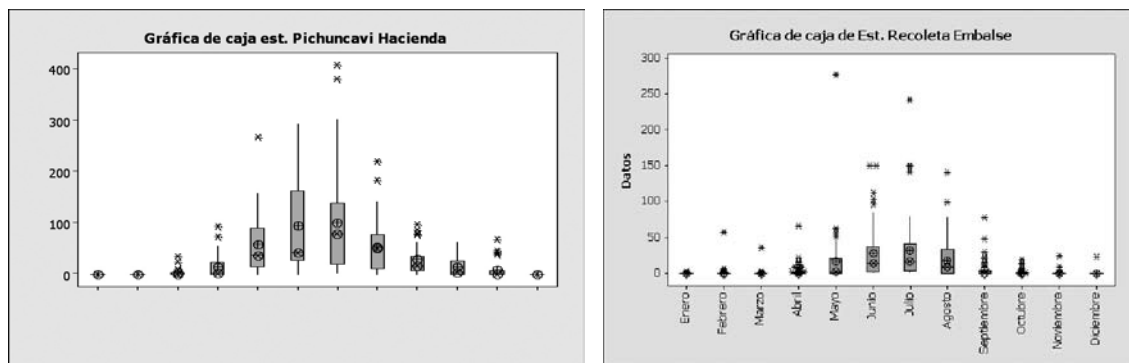


Figura 24. Gráficas de box-plot de la precipitación mensual para las estaciones a) Recoleta Embalse y b) Pichuncavi Hacienda.

Se aprecia en la figura, que la precipitación mensual aumenta en magnitud y también en variabilidad en los meses invernales, entre mayo a agosto. En estos meses, incluso, se presentan valores que podrían considerarse como atípicos, pudiendo sugerir a algún analista el que estos valores sean eliminados en un análisis de frecuencia convencional. Sin embargo, la presencia de ese tipo de datos es común a todas las estaciones analizadas, lo que demuestra que no son producto de un error en la recolección o registro de los datos, sino que tienen una explicación física, como puede ser el efecto de un año El Niño. Es justamente ese tipo de dato el que provoca altos errores de estimación de cuantiles con los métodos convencionales de ajuste, como momentos o máxima verosimilitud. En cambio, los L-momentos son mucho menos sensibles a la presencia de estos valores atípicos.

La importancia que tiene el análisis mensual dentro del Análisis Regional de Frecuencia de Sequías basado en L-momentos, es que si bien uno puede iniciar el estudio con los valores anuales, las etapas posteriores sugieren reducir la escala a niveles mensual o multimensual, de modo que es requisito conocer el patrón de precipitaciones a ese nivel. El estudio de las estadísticas descriptivas y las gráficas presentadas, sugiere, por ejemplo, dificultades al hacer un análisis de sequías, en términos de déficit de precipitaciones, en periodos poco lluviosos. En dichos meses se presenta un gran porcentaje de los datos con valor cero, lo que dificulta de sobremanera el ajuste posterior a una distribución de probabilidad, así como el cálculo de las medidas de discordancia y heterogeneidad.

5.1.2. Análisis de homogeneidad:

a) Objetivo de la etapa: El objetivo de esta etapa es analizar la homogeneidad de las series de datos de precipitación. Es decir, detectar los posibles errores en la adquisición de los datos que se van acumulando a través de los años. El fundamento de la aplicación de dicho procedimiento es que, un análisis adecuado, requiere que las condiciones de medición sean constantes a través del tiempo. En caso contrario, se debieran corregir los valores para tomar en cuenta los posibles cambios que hayan afectado al instrumental de medición. Para ello, en este estudio, se recurre al análisis de la Curva de Doble Masa o Curva Doble Acumulada, previo un agrupamiento inicial de estaciones vecinas.

b) Metodología: Se dispuso de registros de datos de precipitación anual, obtenidos como resultado de la etapa precedente.

Para el procesamiento de los datos se utilizó la planilla Excel TM. El análisis de consistencia requiere la comparación de las series de precipitación respecto a una estación patrón. Se recomienda que esta estación patrón sea generada a partir de la ponderación de un conjunto de estaciones. Sin embargo, en este caso, se utilizó una sola estación patrón, cuya selección tuvo como criterio tener un registro extenso (30 años mínimo), continuo (menos de 5% de valores faltantes) y estar ubicadas, por ejemplo, en áreas destinadas a grandes embalses de acumulación, lo que daba garantías en la rigurosidad de la toma de datos. Según la bibliografía, un criterio a utilizar en esta etapa es la cercanía de las estaciones a comparar. La metodología, requiere que, al menos, se rellene los datos ausentes en la estación a contrastar con la estación patrón. Para ello, se efectuaron análisis de regresión lineal entre cada estación y la patrón a fin de rellenar datos ausentes por medio de interpolación lineal. Los datos calculados para rellenar fueron mínimos, entre 3 a 4 datos como máximo en algunas estaciones a comparar con la estación patrón. Este relleno sólo se realizó para facilitar la construcción de la Curva Doble Masa (CDM). En ningún otro análisis se efectuó relleno de datos y las series a ser sometidas al Análisis Regional de Frecuencias sólo incluyen datos originales, sin relleno o completación.

En caso que existieran datos ausentes en la estación patrón y no en la estación de contraste o dudosa, ese dato (año) se eliminó y se continuó calculando la CDA con los datos siguientes.

c) Resultados del análisis de homogeneidad: A modo de ejemplo, en la Figura 25 se presentan las CDM para 2 pares de estaciones en el área de estudio. La Figura 24a, presenta la CDM entre la Est. Recoleta Vs. la Est. Paloma, tomada como patrón. Ambas estaciones se ubican en la Región de Coquimbo, en el límite norte del área de estudio. La segunda CDM está compuesta por la estación Puchuncaví Hacienda Vs. la estación Lo Rojas, tomada como patrón, ambas ubicadas en la Región Metropolitana, en la zona central del área de estudio. Se aprecia un buen ajuste a una relación lineal, con un R² sobre el 99% en ambos casos, lo que indica una alta homogeneidad de la precipitación anual respecto a la Est. Patrón. En la gran mayoría de las estaciones se obtuvo inicialmente un buen nivel de consistencia interna, donde las CDM se ajustaron significativamente a una relación lineal, con coeficientes de determinación sobre 0.9.

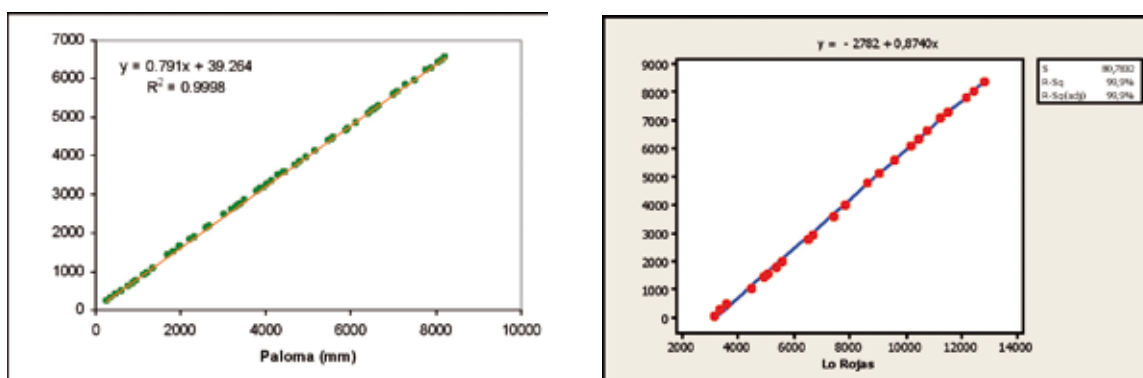


Figura 25. Curva Doble Acumulada de Est. Recoleta versus Est. Paloma

5.1.3. Análisis de estacionariedad e independencia serial:

a) Objetivo de esta etapa: El objetivo de esta etapa es confirmar dos de los supuestos básicos en el análisis estadístico de los datos: El primero, que las series de tiempo de las precipitaciones no presenten una tendencia a disminuir o a aumentar a través de los años, para el periodo de registro de los datos. Este supuesto se puede verificar, entre otros métodos, con el test de la significancia

de la pendiente de regresión línea variable-año. El segundo supuesto, es que los datos, a través del tiempo, son independientes entre sí, es decir, no están autocorrelacionados. Este supuesto se puede verificar, entre otros, con el test Lag-1, utilizado por L-RAP. El cumplimiento de estos supuestos es requisito para abordar los análisis estadísticos posteriores.

b) Metodología: Para el análisis de estacionariedad y autocorrelación se utilizó L-RAP. Sin embargo, también sería posible chequear estos supuestos mediante otro software, como Minitab.

c) Resultados del análisis de estacionariedad e independencia serial: En el Cuadro 8 se presentan los resultados de estacionariedad y autocorrelación de algunas de las estaciones incluidas en el análisis. No se incluyen todas por un tema de espacio solamente. Del total de estaciones, algunas no pasaron el test de autocorrelación (7%) o del de estacionariedad (2%). En esos casos, se optó por mantener estas estaciones debido a no tener fundamentos físicos de la presencia de autocorrelación o tendencia y a que, como indican Hoking y Wallis (1997), incluso ante leves desvíos de los supuestos básicos, el análisis regional de frecuencias genera mejores estimaciones que las basadas en el sitio.

Resultados similares se obtuvieron al aplicar otras herramientas de análisis, como Minitab para el cálculo de autocorrelación mediante el test de Durbin-Watson o el análisis de tendencia pendiente Pendiente de Sen o el uso del test de Mann-Kendall. Dichos resultados no se presentan acá.

Cuadro 8. Análisis de autocorrelación y estacionariedad de la precipitación anual utilizando L-RAP

Conteo	Nombre Estación	Nº de datos	Autocorrelación			Estacionariedad			
			Rho	In	dependence	Alpha	Beta	Rho	S TEST
1	Aculeo Rangué	22	-0.43	Pass		1.5	-0.0055	-0.08	Pass
2	Alicahue	38	-0.24	Pass		0.49	0.0059	0.129	Pass
3	Almendral	40	-0.2	Pass		0.7	0.0036	0.066	Pass
4	Antupiren	24	-0.45	Fail		1.54	-0.0059	-0.099	Pass
5	Artificio	32	-0.08	Pass		1	0	-0.001	Pass
6	Calera de Tango	22	-0.41	Pass		2.13	-0.0125	-0.161	Pass
7	Caleu	32	-0.27	Pass		0.99	0.0001	0.003	Pass
8	Carén	51	-0.2	Pass		1.14	-0.0019	-0.059	Pass
9	Carmen de Las Rosas	48	-0.24	Pass		1.17	-0.0028	-0.15	Pass
10	Casablanca	16	-0.3	Pass		0.74	0.0026	0.028	Pass
11	Casas de Alicahue	22	-0.03	Pass		2.55	-0.0185	-0.342	Pass
12	Catapilco	25	-0.31	Pass		1.57	-0.0066	-0.107	Pass
13	Catemu	35	-0.2	Pass		1.01	-0.0002	-0.006	Pass
14	Central Florida	25	-0.32	Pass		1.65	-0.0071	-0.109	Pass
15	Central Las Nieves	29	-0.24	Pass		1.51	-0.0056	-0.135	Pass
16	Central Los Morros	19	-0.29	Pass		0.86	0.0015	0.021	Pass
17	Cerrillosde Leyda	58	0.03	Pass		0.7	0.0042	0.215	Pass
18	Cerro Calan	28	-0.35	Pass		0.75	0.0027	0.053	Pass
19	Chalaco	32	-0.08	Pass		1.26	-0.003	-0.067	Pass
20	Cocalan	27	-0.23	Pass		2.04	-0.011	-0.225	Pass
21	Cochihuaz	17	-0.24	Pass		0.32	0.007	0.041	Pass

d) Conclusiones: En análisis de los datos para su preparación y verificación de supuestos, con miras a su utilización en las etapas siguientes del Análisis Regional de Frecuencias, contribuyó a determinar los siguientes aspectos:

1. Las series de precipitación cumplen con los supuestos básicos para su utilización en el análisis regional de frecuencias, como son: presentar adecuada homogeneidad, ser estacionarias, es

decir, no presentar tendencia positiva o negativa de la serie de datos a través del tiempo y no presentar autocorrelación o que los datos sean independientes entre sí a través de los años.

2. El análisis exploratorio permitió esclarecer patrones de variabilidad de la precipitación en cuanto a su magnitud y dispersión estacional, así como ajustar criterios de detección de valores atípicos.

5.2. Etapa 2: Identificación de regiones homogéneas

a) Objetivo de la etapa: El objetivo de esta etapa es la definición de regiones que, se asume en principio, presentan homogeneidad respecto a la distribución de frecuencia de los montos de precipitación anual de los sitios que la componen.

b) Metodología: En esta etapa se utilizaron los registros de precipitación anual procedentes de la etapa previa. De acuerdo con lo señalado por Hosking y Wallis (1997) y Shaefer *et al* (2006) y Wallis *et al* (2007), el ARF-LM permite compensar la carencia de información en el tiempo por su abundancia en el espacio. Esto implica, determinar, a partir de registros de incluso corta extensión, la distribución o modelo de probabilidad de mejor ajuste a las series de datos. Para ello, es posible integrar la información proveniente de una serie de estaciones que forman parte de una denominada “región homogénea”. La región es homogénea cuando las series de datos de todas las estaciones en dicha región están representadas por una misma función de distribución de probabilidad o “curva regional”. Y las diferencias entre las curvas de cuantiles de las distintas estaciones, dentro de la región, se deben únicamente a un factor de escala.

Una consideración muy importante a la hora de formular regiones homogéneas, es que, posteriormente con fines de mapeo, se debe ajustar una función que relacione el monto de precipitación media anual de la región homogénea, con los L-momentos regionales. Por lo tanto, un buen ajuste depende de la disponibilidad de un mayor número de pares de puntos para el trazado de la curva. Sin embargo, para una cantidad de estaciones de análisis fija, a mayor número de regiones, menor la cantidad de estaciones por región. Se debe considerar que la cantidad mínima de estaciones sugerida por Hosking y Wallis (1997) es de 7, con el propósito de tener una buena estimación de la discordancia de las estaciones, esto es, la medida en que una estación presenta un comportamiento de sus L-momentos que difieren significativamente del resto de las estaciones en una región homogénea propuesta. Por otro lado, a medida que se impone una restricción mayor a la longitud mínima del registro para una estación, mejoran las estimaciones, pero puede verse reducida la cantidad total de estaciones disponibles.

Para formar las regiones homogéneas propuestas, se siguió los criterios de estacionalidad y magnitud de la precipitación media anual.

Los pasos seguidos fueron los siguientes:

1. En primer lugar, la Figura 26 presenta la distribución de frecuencia del Índice de Estacionalidad para las 172 estaciones.
La totalidad de las estaciones quedaron ubicada en el rango de I.E. entre 0.6-1. El promedio de SI para las 172 estaciones fue de 0.87. Ello implica que gran parte de la precipitación anual se concentra en muy pocos meses, lo que es consistente con el patrón de precipitaciones para la región semiárida de Chile, con precipitación invernal en la que sobre el 80% de la lluvia anual se distribuye en los meses de Junio y Julio. Por lo tanto, no se aplicó el criterio de I.E. para hacer una primera agrupación de estaciones y se continuó con el criterio basado en la magnitud de la precipitación media anual.

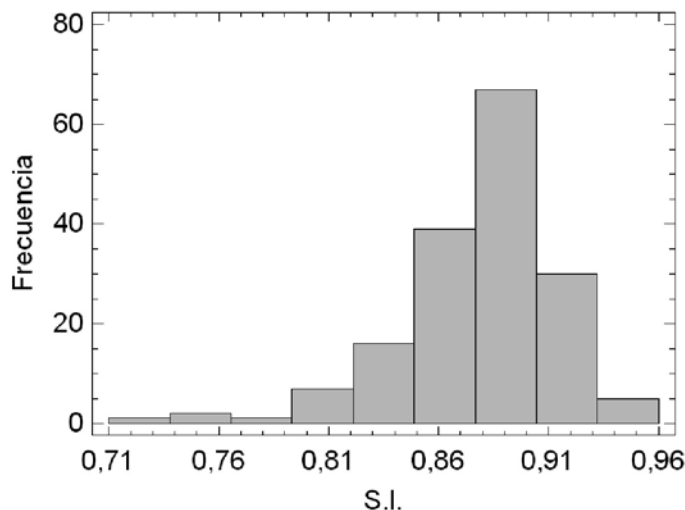


Figura 26. Distribución del Índice de Estacionalidad (SI) de la precipitación en el área de estudio.

2. Se analizó el Día Juliano Medio cuyos valores se presentaron en el Cuadro 6. De acuerdo con el cuadro, la casi totalidad de las estaciones presentó un valor de Día Juliano Medio de 180, con un coeficiente de variación de sólo un 1,2 %. Esto implica que la totalidad de las estaciones, la lluvia anual se concentra hacia el 30 de Junio. Por lo tanto, tampoco hubo efecto del Día Juliano Medio para agrupar las estaciones en regiones homogéneas con este criterio.
3. Tomando en cuenta que las estaciones no fueron agrupadas por el valor de I.E. o el JMD, se consideró finalmente agrupar las estaciones en función de la Magnitud de la Precipitación Media Anual. Esta decisión se basó en los trabajos de Wallis et al (1997) y Shaefer et al (1996) y Schaefer et al (2007), quienes encuentran que esta variable presenta un gran poder explicativo sobre la magnitud de los L-momentos y, por lo tanto, sobre la forma y características de la función de distribución de probabilidad.

Para determinar el número de regiones homogéneas a formar, con las 172 estaciones, se siguió el siguiente criterio: Debe haber un número mínimo de 7 sitios en cada región para que tenga sentido la detección de estaciones discordantes; debe haber un número mínimo de regiones homogéneas, para tener una adecuada cantidad de pares de puntos para ajustar la relación L-momentos Vs. Precipitación Media Anual, utilizada en la etapa de mapeo. Finalmente, considerando que Hosking y Wallis (1997) indican que al aumentar el número de estaciones por región, se reduce el sesgo en las estimaciones, pero que no existen ventajas al incorporar más de 20 estaciones por región, se definieron en este caso 8 sub-regiones homogéneas, cada una con 21 estaciones, en promedio.

c) Resultados: En el Cuadro 9 se presentan los resultados de la medida de heterogeneidad para cada una de las 8 sub-regiones homogéneas propuestas finales. De acuerdo con el cuadro, luego de un proceso de, al menos 5 iteraciones (entiéndase iteración en el sentido de reformulación de las regiones, sobre todo, en función de la presencia de estaciones discordantes), no se encontró estaciones con valores discordantes, según la estadística Di.

Cuadro 9. Análisis de homogeneidad de las sub-regiones propuestas.

Región	PMA	# Stations	# Data	L-Cv	Sx L-Cv	L-Skew	Sx-L-Skew	L-Kurt	Hondo	H1
1	114,8	21	771	0,4146	0,0439	0,2733	0,0529	0,1373	0,8179	0.76
2	191,4	21	667	0,3507	0,0431	0,2028	0,0525	0,1065	0,6821	1.23
3	242,5	21	564	0,3250	0,0447	0,2028	0,0559	0,1217	0,5123	1.01
4	281,4	20	583	0,3402	0,0257	0,2242	0,0395	0,1393	0,4395	-2,16
5	351,8	22	617	0,3001	0,0260	0,1991	0,0493	0,1475	0,1929	-2,1
6	437,7	21	552	0,2561	0,0241	0,1502	0,0596	0,1196	0,2704	-1,62
7	543,1	21	764	0,2715	0,0401	0,1616	0,0733	0,1117	0,4070	1,65
8	739,3	21	586	0,2351	0,0336	0,0856	0,0566	0,0967	0,2763	1,05

Se observa que todas las sub-regiones propuestas fueron aceptadas como homogéneas en términos de la medida de homogeneidad H1. A diferencia de Hosking y Wallis (1997) quienes indican que un H1 mayor a 2 es una región “heterogénea”, Wallis *et al* (2007) y Schaefer *et al* (2006) indican que ese criterio es netamente estadístico, de modo que sugieren que sea considerada como heterogénea aquellas regiones con H1 mayor 3.

En el Cuadro 9 se presentan, además, los valores de los primeros 4 L-momentos (en estricto rigor, el primer L-momento es la media y los otros 3 L-momento-ratios), cuales son la media, el L-Cv, el L-asimetría y el L-curtosis. Se aprecia que, a medida que la precipitación media anual aumenta, desde la subregión 1 a la 8, los L-momento-ratios regionales disminuyen. Esto es, a medida que L-asimetría tiende a 0 y L-curtosis tiende a 0.11, la distribución de probabilidad tiende a una distribución normal.

Nota: El analista no debe utilizar como criterio para la formación de regiones homogéneas los valores de los L-momentos de cada estación, pues viola los supuesto básicos en que se sustenta el Análisis Regional de Frecuencias. La base del análisis indica que, un factor físico, como la precipitación anual, o factores orográficos, como el relieve, la exposición a caras distintas de una zona montañosa, etc. podrían explicar diferencias en la distribución de probabilidad. De ser así, éstas diferencias debieran reflejarse en los L-momentos de cada estación y a su vez, en los L-momentos de la región homogénea.

Cuando en una región supuestamente homogénea, surgen estaciones discordantes, se debe buscar la causa de esta discordancia en una corta longitud de registro comparada con el resto de las estaciones, que se manifiesta en una mayor variabilidad en sus L-momentos o en razones físicas que sugieran que efectivamente aquella estación posee una distribución de probabilidad distinta.

Finalmente, la formulación de regiones es un proceso iterativo, en los que los resultados estadísticos van siendo contrastados con el conocimiento de los factores que determinan el régimen de precipitaciones en la región.

5.3. Etapa 3: Determinación de la función distribución de probabilidad

a) Objetivo de la etapa: El objetivo de esta etapa es determinar cuál(es) es (son) la distribuciones de probabilidad de mejor ajuste a la serie de datos pertenecientes a una región homogénea, la que según Hosking y Wallis (1997), es la misma distribución de probabilidad para todas las estaciones dentro de la región, salvo por un factor de escala.

b) Metodología: Para el procesamiento de los datos se utilizó el software L-RAP, desarrollado por MGS Engineering Consultants, Olympia, Washington. El mismo tiene como base los códigos Fortran presentados por Hosking (2005). El software L-RAP presenta de manera automática la o las distribuciones de mejor ajuste a las series de datos de la región homogénea analizada. Las alternativas de distribución de probabilidad incorporadas en L-RAP son: Generalized Logistic, Generalized Extreme Value, Generalized Normal, Pearson Type III, Generalized Pareto, Gaucho y Kappa.

L-RAP utiliza, para determinar el grado de ajuste de la distribución, la medida estadística Z^{DIST} descrita por Hosking y Wallis (1997) y presentada en la sección 2.4.2.

c) Resultados: En el Cuadro 10, se presenta el análisis de bondad de ajuste de distribución de probabilidad por sub-región según el reporte LRAP. En tanto, en la Figura 27 se presenta el análisis de bondad de ajuste para la sub-región 1, como ejemplo, obtenido mediante el uso de los diagramas L-momento-ratios.

Cuadro 10. Distribuciones de mejor ajuste por sub-región homogénea. El símbolo “X” representa distribuciones con $|Z_{DIST}| \leq 1.64$

Región	MAP	# Stations	# Data	H1	G-O-F					
					GL	GEV	P3	GN	Gaucho	GP
1	114,8	21	771	0.76			X		X	X
2	191,4	21	667	1.23					X	
3	242,5	21	564	1.01			X		X	
4	281,4	20	583	-2,16			X	X	X	
5	351,8	22	617	-2,1		X	X	X	X	
6	437,7	21	552	-1,62		X	X	X	X	
7	543,1	21	764	1,65			X		X	
8	739,3	21	586	1,05					X	

De acuerdo con el Cuadro 10, varias fueron las distribuciones que se ajustaron a los datos, dependiendo de la sub-región. Sin embargo, la única distribución que tuvo un ajuste en todas las sub-regiones fue la distribución Gaucho. Este resultado no es sorprendente debido a las propiedades de esta distribución, que la hacen altamente flexible gracias a que corresponde en rigor a una distribución Kappa de 4 parámetros, aunque al ajustar el segundo factor de forma h a 0.5000, en rigor se comporta como de una distribución de 3 parámetros.

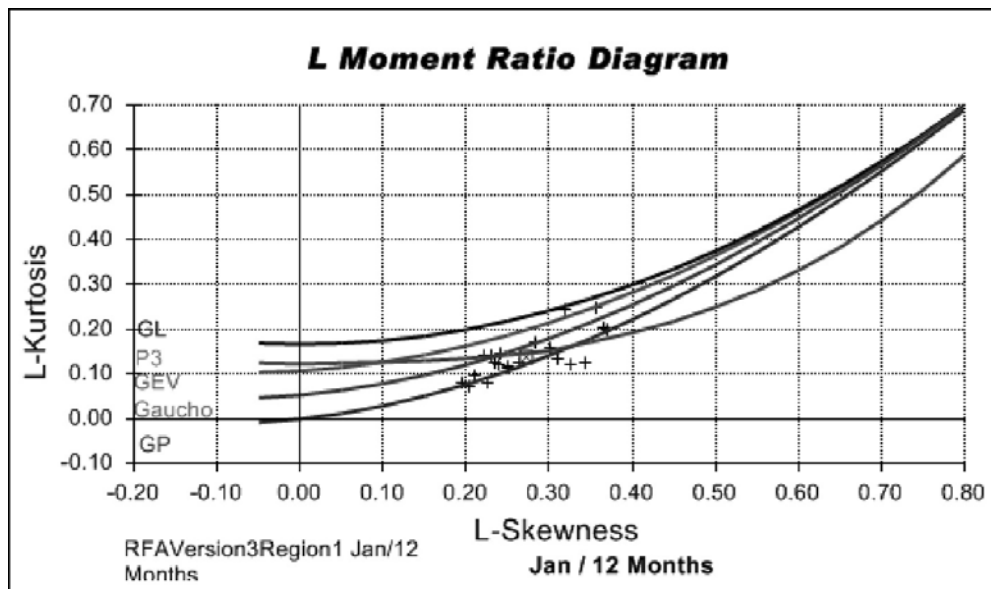


Figura 27. Diagrama L-momento-ratio de L-asimetría vs. L-curtosis para la sub-región 1.

Una de las dudas a resolver en este estado del análisis, se refiere a seleccionar, dentro de las posibles alternativas de distribuciones aceptadas, cual será utilizada en la determinación de los cuantiles y el posterior mapeo de la distribución. En este sentido, Hosking y Wallis (1997) describen algunos criterios a utilizar en la selección final de la distribución. Por ejemplo, si se va a analizar extremos inferiores, serían adecuadas aquellas distribuciones que tengan un mejor comportamiento en la cola inferior. O aquellas distribuciones que tenga la posibilidad de representar adecuadamente los valores cero verdaderos, aunque en este caso sería posible recurrir a una distribución mixta (ver Hosking y Wallis (1997), página 77).

Algunos criterios extras, que pueden afectar la decisión para el posterior mapeo son las siguientes:

- Si se tienen muchas sub-regiones, con 2 o 3 alternativas de distribuciones aceptadas en cada una, la mayoría coincidentes en una distribución, sería recomendable, por un tema práctico, utilizar aquella distribución que se repite más frecuentemente.
- Si no se tiene un apoyo informático de alto nivel, para el mapeo, sería aconsejable utilizar aquellas distribuciones que tienen solución explícita. Por ejemplo, puede ser que la distribución kappa, o gaucho, se ajusten bien a una región, pero al no poseer solución explícita, se requiere la programación de algoritmos numéricos para su cálculo y mapeo en cada celda del mapa raster, dificultando la elaboración del mapa.

Basados en estos criterios, y en la disponibilidad de la herramienta de cómputo L-MAP, se seleccionó en este estudio de caso, como distribución más adecuada con fines de mapeo, la distribución Gaucho.

5.4. Etapa 4: Determinación de cuantiles

a) Objetivo de la etapa: El objetivo de esta etapa es determinar los cuantiles, es decir, los valores de de la precipitación anual, asociados a un determinado valor de probabilidad de ocurrencia.

Con este procedimiento se espera determinar tanto los cuantiles regionales, es decir, aquellos que se encuentran asociados a la distribución regional de probabilidades, y por tanto, tienen una magnitud adimensional, así como los cuantiles correspondientes a cada estación.

b) Metodología: Para el procesamiento de los datos se utilizó el software L-RAP, desarrollado por MGS Engineering Consultants, Olympia, Washington.

Los cuantiles son valores asociados a un determinado valor de probabilidad, dependiente de una función de distribución acumulada de probabilidad especificada en sus parámetros. El software L-RAP, junto con determinar la o las distribuciones de probabilidad de mejor ajuste a la serie de datos pertenecientes a una región homogénea, determinó, al mismo tiempo, los parámetros de la distribución, medidas a partir de las cuales se calculan los cuantiles para un conjunto de valores de probabilidad.

La ventaja de este procedimiento es que, conociendo la curva de crecimiento regional, o curva de cuantiles regionales, se determinan fácilmente los cuantiles de cada estación en la región, multiplicando los cuantiles regionales por el correspondiente factor de escala, que corresponde en este análisis a la precipitación media anual de la estación considerada.

c) Resultados: En el Cuadro 12 se presentan los parámetros de la distribución regional seleccionada para cada sub-región.

Cuadro 11. Parámetros de la distribución Gaucho según sub-región homogénea.

Sub-región	Distribución	Localización	Escala	Forma 1 (k)	Forma 2 (h)
1	Gaucho	0.4273	0.685	-0.0298	0,500
2	Gaucho	0.512	0.6819	0.1063	0,500
3	Gaucho	0.5481	0.6314	0.1063	0,500
4	Gaucho	0.528	0.6297	0.0643	0,500
5	Gaucho	0.5828	0.5881	0.1144	0,500
6	Gaucho	0.6437	0.5587	0.2173	0,500
7	Gaucho	0.6214	0.5785	0.1915	0,500
8	Gaucho	0.6747	0.5857	0.3616	0,500

En la Figura 28 se presentan los cuantiles regionales de cada una de las 8 sub-regiones homogéneas, determinados a partir de la distribución Kappa de 4 parámetros (Gaucho), la cual fue la única que se ajustó de manera común a las 8 sub-regiones. Se aprecia que existe una tendencia a que, desde la sub-región 1 a la sub-región 8, se presente un mayor rango de variación en la curva de crecimiento. Esto implica una mayor variabilidad en los cuantiles regionales y en los de cada sitio. Esto tiene relación con los montos de precipitación media anual, que se incrementan en el mismo sentido, desde la sub-región 1 a la 8. Es decir, la variabilidad, medida en términos de L-Cv, L-Skewness y L-curtosis, disminuye desde la zona norte más áridas a la zona sur más húmeda. Este comportamiento es similar al descrito por Wallis *et al* (2007); Schaefer *et al* (2007) y Schaefer *et al* (2006) y coincide totalmente con la idea de la alta variabilidad interanual de las precipitaciones en regiones áridas y semiáridas (Seth, 2003) y es totalmente coincidente con los análisis de variabilidad de la precipitación anual para el territorio chileno (Gastó, 1966).

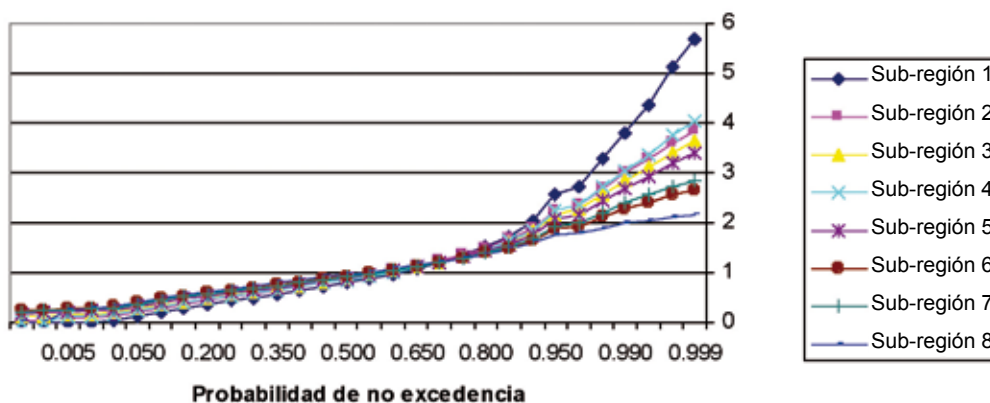


Figura 28. Curvas de crecimiento regional de cada una de las 8 sub-regiones homogéneas.

5.5. Etapa 5: Mapeo del período de retorno de eventos de sequía

a) Objetivo de la etapa: El objetivo de esta etapa es generar mapas de probabilidad de ocurrencia de eventos, mapas de magnitud de un evento dada una cierta probabilidad y/o mapas de periodo de retorno de un evento específico.

b) Metodología: En esta etapa se utilizaron los antecedentes recogidos en cada uno de las etapas previas. Se utilizó, además, en el proceso de elaboración de los mapas, una imagen raster de la precipitación media anual de la Región de Coquimbo obtenida mediante interpolación basada en regresión múltiple topoclimática.

Para la generación de los mapas se utilizaron las siguientes herramientas de cómputo: IDRISI Andes, L-MAP y Excel.

La base del mapeo espacial de la distribución de probabilidad de un evento, es determinar, para cada celda o píxel en el mapa de salida, los parámetros de la función de distribución de probabilidad, que especifican la curva de cuantiles en cada celda. Para ello, se debe, a partir de los L-momentos en cada sub-región, determinar cómo éstos varían en el espacio. Ello implica conocer y relacionar la variación espacial de estos L-momentos (desconocida), con la variación espacial de una variable auxiliar que sí se conoce y tiene una buena capacidad explicativa sobre los L-momentos. Se ha visto que una buena variable auxiliar es la Precipitación Media Anual, aunque no necesariamente puede ser la única. También puede ser una variable auxiliar la latitud, e incluso utilizar dos variables o más, de manera simultánea.

De este modo, se realizó un ajuste de una función exponencial entre los L-momentos y la Precipitación Media Anual, la cual fue utilizada posteriormente en el proceso de mapeo.

El mapeo no es otra cosa que la extensión, a nivel espacial, en una determinada área de estudio, de los resultados del análisis regional de frecuencias vistos hasta el momento. Es decir, tiene por objetivo estimar la curva de distribución de probabilidades para definir un cuantil o una probabilidad en aquellos puntos donde no se tienen mediciones, a partir de aquellos sitios en los sí se cuenta con registros y fueron la base del Análisis Regional de Frecuencias.

El mapeo, requiere, sin embargo, de una definición no explicitada hasta este momento en el presente ejemplo de caso. Eso es, cual es la definición de sequía a utilizar para la generación de los mapas. Al

respecto, y ante la complejidad que surge al momento de las definiciones, se ha optado por considerar la definición conceptual de sequía, en términos de déficit de la precipitación respecto a lo esperado en un año normal. Así, y al generar mapas para la curva completa de cuantiles, es el usuario quien determinar finalmente las categorías de sequía para su interpretación posterior.

Con esta consideración, a continuación se presentan los resultados para la elaboración de mapas que generen cuantiles, probabilidades o periodos de retorno asociados a un déficit de la precipitación anual del 60%, es decir, una precipitación equivalente al 40% de la esperada en un año promedio.

De este modo, se solicitó, a modo de ejemplo, un mapa que presentara el periodo de retorno asociado al evento de sequía definido en el párrafo anterior.

c) Resultados: En el Cuadro 9 se presentaron los datos de resumen, para cada sub-región, que son requeridos para generar las curvas de mejor ajuste. Los datos utilizados para llenar el cuadro fueron extraídos de los reportes del software L-RAP. Adicionalmente se agregaron 2 nuevas sub-regiones al análisis. Las sub-regiones 1' y 8'. Estas sólo corresponden a las 8 estaciones con los valores de precipitación más bajos (sub-región 1') y las 8 con los valores de precipitación más altos (sub-región 8'). El propósito fue el de tener 2 pares de puntos extras, para obtener un mejor ajuste de la curva hacia los extremos del rango de precipitación.

Con estos antecedentes se generaron las gráficas que relacionan los L-momentos con la PMA. Para ello se utilizó como función de mejor ajuste, una de tipo exponencial. Las gráficas se presentan en la Figura 19 junto con los coeficientes de mejor ajuste, el RMSE y el RMSE estandarizado (SRMSE) de las funciones de mejor ajuste entre los L-momentos y la PMA. EL RMSE puede ser considerado como bajo y se aprecia que el ajuste es mejor para el L-Cv y menor para el L-Kurtosis. En los 3 L-momentos, los valores de SRMSE son similares a los registrados por Wallis *et al* (2007) al analizar precipitaciones máximas en 24 y 2 horas en Washington.

Todos los antecedentes recogidos hasta el momento, es decir, la distribución a utilizar, el mapa raster de precipitación media anual, los coeficientes de mejor ajuste de los L-momentos y el tipo de pregunta a consultar, en términos de la definición de sequía, alimentaron a la herramienta de cálculo L-MAP para generar los productos solicitados. A modo de ejemplo, se presenta en la Figura 29, el mapa de periodo de retorno del evento de sequía equivalente al 80 y al 40% de la precipitación media anual.

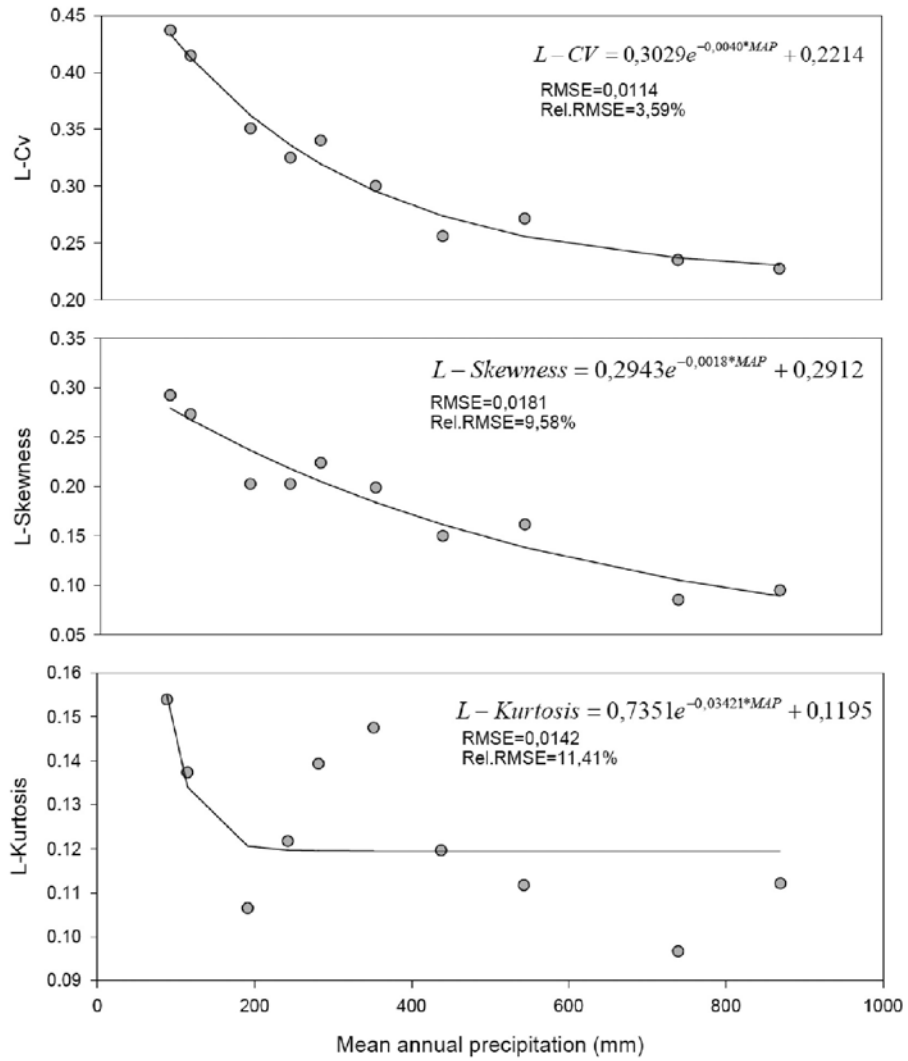


Figura 29. Curvas de mejor ajuste de la PMA vs. a) L-Cv, b) L-Skewness y c) L-Kurtosis

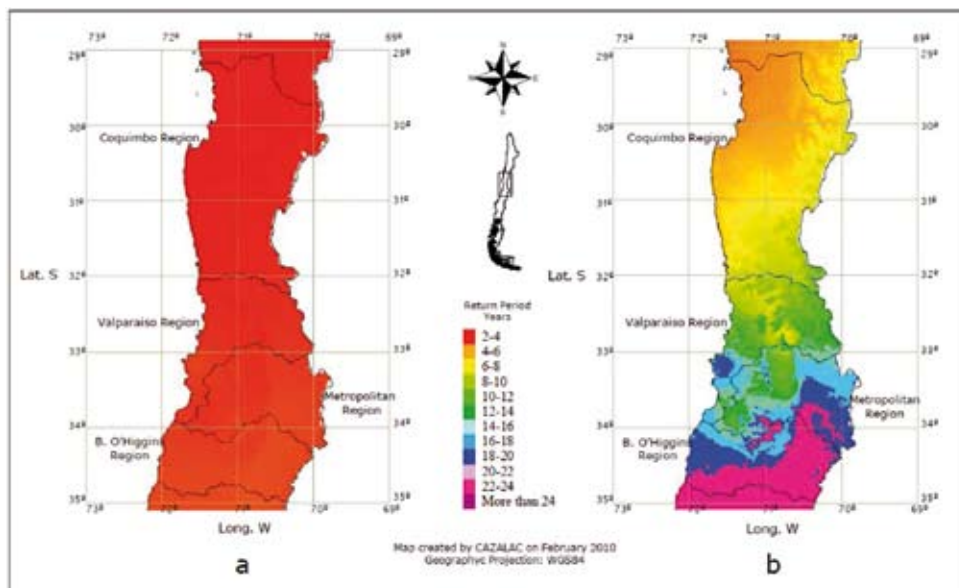


Figura 30. Mapa de periodo de retorno de una sequía equivalente a un déficit del 60% de la PMA en el área de estudio.

Los resultados indican que sequías del 80% de la media, tienen periodos promedio de recurrencia similares a lo largo del área de estudio, con un mínimo de 1,9 años en el límite norte y 2,9 años en el límite sur. Estas similitudes se deben a la baja diferencia entre los cuantiles de las curvas de crecimiento regional en torno a los valores centrales de la distribución.

Para el caso de la sequía del 40% de la media, equivalente a un 60% de déficit, ésta se presentan cada 3.5 años, como mínimo en el límite norte del área de estudio y cada 22,2 años en el límite sur. Es decir, a mayor aridez, mayor recurrencia de eventos de sequía meteorológica más severos. La distribución espacial del periodo de recurrencia de años con déficit de precipitación, o años muy secos, es coherente con trabajos previos que analizaban la frecuencia de años secos en Chile según categorías (Gastó, 1966). También, este resultado era esperable de acuerdo con los valores de las curvas de crecimiento regional de la Tabla 3. En dicha tabla, ya se apreciaba que la variabilidad en los cuantiles disminuía desde norte a sur y, por tanto, eventos extremos tenían mayor probabilidad de ocurrencia hacia el norte árido que hacia el sur subhúmedo.

El mapa, además, permite apreciar un componente de disminución de frecuencia de mar a cordillera, asociado al incremento de las precipitaciones en ese sentido. Esto quiere decir que los secanos costeros en el área de estudio, presenta una mayor frecuencia a las sequías que los secanos de precordillera. Entre los paralelos 33 y 35° se aprecia, además, un patrón distinto en la frecuencia, comparado con la zona al norte del paralelo 33°. Esto puede deberse a que la orografía cambia desde el tipo conocido como valles transversales, entre los paralelos 29° y 33°, al tipo valles longitudinales, a partir del paralelo 33° al sur. El efecto orográfico influye sobre la distribución de la precipitación anual, la cual se incrementa al oeste, en la cordillera de la costa, se reduce nuevamente hacia el interior del valle longitudinal, para aumentar nuevamente hacia el este, en dirección a la cordillera de los Andes (Falvey and Garreaud, 2007). Este patrón se ve reflejado en la distribución espacial de la frecuencia de los eventos de sequía, donde frecuencias más altas ingresan hacia el centro del valle, en el paralelo 33,4°. El mapa, además, permite determinar los lugares con mayor frecuencia de ocurrencia de los eventos analizados, lo que, asociado a mapas de vulnerabilidad a la sequía, permite obtener mapas de riesgo de sequía, utilizables en la toma de decisiones en planes de gestión de riesgos climáticos. Por ejemplo, si bien los años con déficit en la precipitación anual son más frecuentes hacia el norte del país, la actividad agrícola de secano con importancia económica presenta una distribución diametralmente opuesta. Hacia el norte, predomina la actividad pecuaria asociada a la crianza de caprinos, en terrenos de comunidades agrícolas (MINAGRI-INDAP-PRODECOP, 2001). Ello se evidencia en que, en épocas de sequías, se produzca muerte de ganado por falta de crecimiento de pasto, así como disminución de los niveles de agua en pozos noria. Esto último provoca impactos significativos en los habitantes del sector rural del secano, que deben ser aliviados mediante el suministro de agua potable a través de camiones aljibe (Young *et al.*, 2010).

Hacia el límite sur, en cambio, si bien los años con déficit son menos frecuentes, la agricultura de secano está mucho más desarrollada. Existen más alternativas de cultivo; una mayor superficie territorial se encuentra ocupada con cultivos agrícolas, como trigo, praderas naturales mejoradas y praderas sembradas para crianza de ganado ovino y bovino. En estas condiciones, una sequía del 40% no causa el mismo impacto que en la zona norte. Por lo tanto, es posible que se requieran definir nuevos umbrales de sequía para estas zonas, diferentes al caso de la zona norte. Al respecto, son totalmente pertinentes los comentarios de Steineman *et al* (2005) en el sentido de que la definición de sequía usada en este estudio no considera el impacto diferencial que tiene en distintas regiones un mismo nivel de déficit respecto a la norma. Sin embargo, la ventaja que tiene la aproximación usada en este estudio, es que se obtienen periodos de retorno asociados a un determinado cuantil y es el usuario final el que puede convertir ese cuantil es un indicador de sequía de su elección.

Finalmente, la metodología permite determinar la frecuencia con la cual se han dado las sequías de mayor impacto económico en Chile. Estas fueron, por ejemplo, la del año 1968 y 1997. En dichos años, se ha indicado que las precipitaciones en la zona central del Chile fueron entre un 20-30%

de un año normal, equivalentes a déficit del 80-70%, respectivamente. Basados en las curvas de crecimiento regional de la Tabla 3, un cuantil de 0,3, equivalente a una sequía del 30%, tiene un periodo de retorno de 6,2 años en el extremo norte del área de estudio, de 23,9 años en el centro del área de estudio y de 67,9 años en el extremo sur del área de estudio. Así, no es posible generalizar un solo periodo de retorno para un nivel de sequía a lo largo del área de estudio y los gatilladores para declarar épocas de extrema escasez deben, al menos, considerar estas diferencias espaciales. Si se incluye, además, el concepto de sensibilidad, capacidad adaptativa y vulnerabilidad (Luers *et al.*, 2003), junto al de frecuencia de ocurrencia de la sequía, como evento estresor, se estima que el riesgo o vulnerabilidad del área de estudio frente a la sequía debe presentar una alta variabilidad espacial a lo largo del gradiente de precipitación media anual.

Tercera Parte:

**Estudio de caso: Análisis regional
de frecuencias en el
noroeste de México**

6. Estudio de caso de la Región Noroeste de México: Sonora y Baja California

Michelle Hallack Alegría¹, Jorge Ramírez Hernández²

¹Centro de Ingeniería y Tecnología, UABC, Tijuana, México, mhallack@uabc.edu.mx

²Instituto de Ingeniería, UABC, México, jorger@uabc.mx

Introducción

Los estados de Baja California y Sonora están localizados al Noroeste de México (Figura 1) y se clasifican entre los estados más secos del país con un promedio aproximado de 202 mm y 430 mm de lluvia cada año [1]. Ambos estados son caracterizados por una alta diversidad en topografía y vegetación, así como climas áridos y semiáridos ya que gran parte de este territorio corresponde al Desierto de Sonora [3]. Así, con el fin de que las instituciones encargadas de administrar los recursos hídricos cuenten con una mejor comprensión de la variabilidad en el clima y su relación con la frecuencia, intensidad y duración de las sequías, surge la importancia de formar regiones de precipitación consistentes y confiables para el análisis y aplicación de estrategias de monitoreo y mitigación de sequías.



Figura 1. Ubicación de los Estados de Baja California y Sonora.

Complementación de Registros

Los datos utilizados son de precipitación media anual y han sido extraídos, en su gran mayoría, del Extractor Rápido de Información Climatológica III, ERIC III proporcionado por el Instituto Mexicano de Tecnología del Agua (IMTA). Una segunda fuente de información fue la Comisión Nacional del Agua (CONAGUA) Gerencia Organismo de Cuenca Península de Baja California. Se obtuvieron datos para 144 estaciones climatológicas, 68 de Baja California, y 76 de Sonora, para un registro disponible de 1950-2008 (Figura 2).

La elección de estas estaciones fue basada en las siguientes características: latitud, longitud, elevación y precipitación media anual. Además, todas las estaciones fueron sometidas a revisión para eliminar errores en transcripción de datos y años con incongruencias. Sin embargo, algunos años quedaron incompletos quedando series de tiempo parciales en la mayoría de las estaciones.

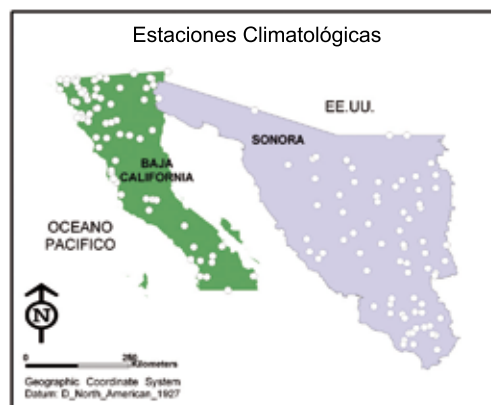


Figura 2. Ubicación de las estaciones pluviométricas utilizadas en este estudio.

Formación de Regiones de Precipitación

La base para el análisis regional de frecuencias es agrupar los datos de una región de precipitación homogénea con el fin de mejorar la confiabilidad en los cálculos de magnitud y frecuencia de precipitación para todas las estaciones dentro de dicha región [5]. En el presente estudio, las regiones iniciales han sido formadas identificando agrupamientos de estaciones en un espacio geográfico con características climatológicas y topográficas similares. La regionalización es un proceso iterativo que consiste en dos pasos. El primer paso es agrupar las estaciones en base a las características de latitud, longitud, elevación, y precipitación media anual. Este primer paso forma grupos de estaciones con una climatología de precipitación similar para lo que se utiliza una medida estadística, discordancia [4]. El segundo paso es realizar las pruebas de heterogeneidad, en donde se detecta si los sitios dentro de la región formada en el paso uno pueden ser caracterizados como homogéneos. Una región puede ser considerada homogénea si los valores estadísticos de la prueba son menores a 2.00. En caso de que la prueba de heterogeneidad falle, entonces se revisan las medidas de discordancia para cada sitio o se revisan los registros en cada estación en busca de errores que puedan afectar esta prueba, y finalmente, se puede formar una nueva región. El proceso iterativo culmina cuando la región puede ser clasificada como homogénea.

Elección de distribución de frecuencia y estimación de períodos de retorno

Una de las tareas principales en el análisis regional es la identificación de aquella distribución de probabilidad que presente el mejor ajuste a los datos de precipitación media anual de diversas estaciones en una región, de tal forma que la distribución elegida proporcione un buen ajuste a los datos, y que además, arroje estimaciones de cuantiles (los valores de precipitación anual asociados a un determinado valor de probabilidad de ocurrencia) de precisión para cada sitio dentro de una región.

Para el procesamiento de datos se utilizó el software L-RAP, desarrollado por MGS Engineering Consultants de Washington, EE.UU. (<http://www.mgsengr.com/>), el cual calcula medidas de bondad de ajuste, Z^{DIST} , para cada región bajo el criterio de declarar una distribución como satisfactoria si el valor absoluto de Z^{DIST} es menor o igual a 1.64 [4]. Las distribuciones consideradas candidatas para este estudio son: Gen. Pareto (GPA), Pearson Tipo III (PE3), Gen. Valor Extremo (GEV), Gen. Logistic (GLO), y, Gen. Normal (GNO).

Resultados y discusión

Al inicio del proceso iterativo para la regionalización se consideraron 144 estaciones climatológicas ubicadas a lo largo de Baja California y Sonora. Sin embargo, se encontraron varios sitios discordantes en las diferentes regiones inicialmente propuestas. Algunos de ellos se reubicaron a una nueva región, otros, después de una ardua revisión se decidió eliminarlos del estudio ya que las series de tiempo mostraban vacíos de más de 6 meses en un año, y años enteros sin registro alguno, además de inconsistencias en los datos. De esta forma, quedaron 116 estaciones, las cuales, después de varias pruebas para diferentes regiones, fueron asignadas a ocho regiones totales. A las cuales se realizan pruebas de heterogeneidad. Los resultados de esta prueba se presentan en la Tabla 1, y como se mencionó anteriormente, valores menores a 2.00 indican homogeneidad. Así, la Región 1 consta de 34 estaciones y una precipitación media anual (PMA) de 323 mm; la Región 2 de 7 estaciones y PMA de 84 mm; la Región 3 con 14 estaciones y PMA de 191 mm; la Región 4 con 11 estaciones y PMA de 125 mm; la Región 5 con 8 estaciones y PMA de 425 mm; la Región 6 con 7 estaciones y PMA de 454 mm; la Región 7 con 22 estaciones y PMA de 618 mm; y la Región 8 con 13 estaciones y PMA de 409 mm. La figura 3 muestra la ubicación de las regiones y la distribución de la precipitación obtenida a través de métodos geoestadísticos. Se observa una variabilidad en la precipitación media anual de menos de 50 mm a 900 mm.

Tabla 1. Resultados estadísticos de heterogeneidad realizada con el software L-Rap. Valores resaltados en negrita indican aceptación de regiones homogéneas.

	R1	R2	R3	R4	R5	R6	R7	R8
L-CV	-1.00	3.05	-0.77	1.75	1.83	0.89	1.32	-0.02
L-Skewness	-3.12	1.28	-0.28	-0.55	0.94	0.82	2.34	-0.06
L-Kurtosis	-2.50	0.71	0.41	-2.03	1.66	0.83	2.31	0.97

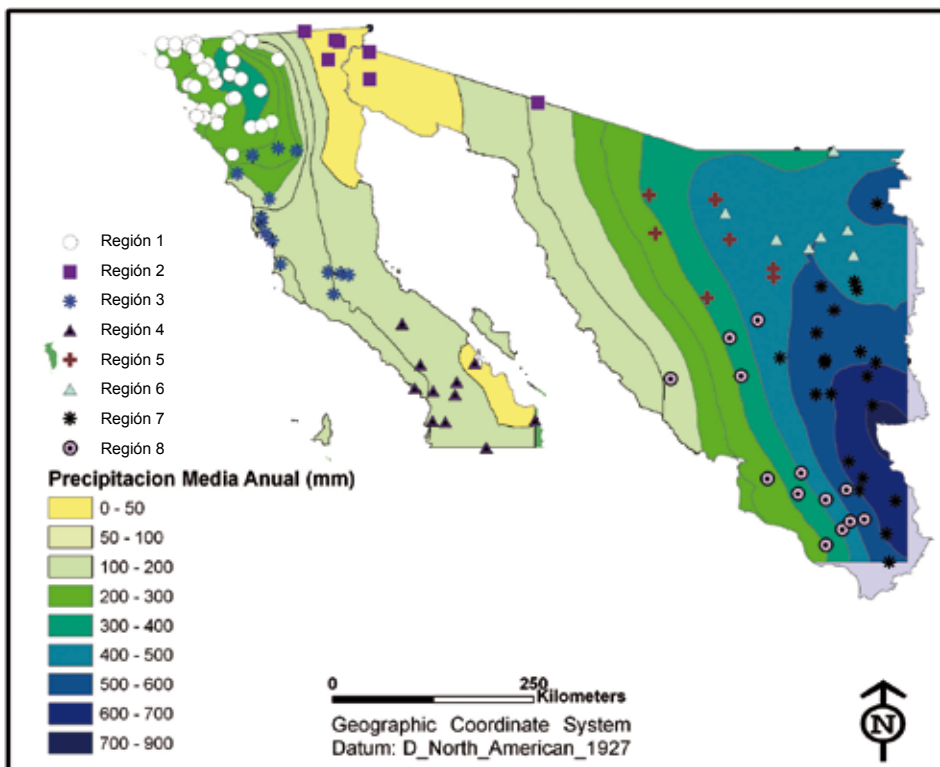


Figura 3. Regiones Homogéneas y Precipitación Media Anual.

En el proceso de selección de distribución probabilística, se encontró que las ocho regiones ajustan una o más distribuciones con resultados de la prueba de bondad, $|Z^{DIST}| < 1.6$. En la Tabla 2 se observa que las distribuciones Pearson Tipo III y Gen. Normal son las que presentan un buen ajuste en la mayoría de las regiones, sin embargo, la distribución Gen. Logistic es la única que ajusta a la región 8.

Tabla 2. Resultados de prueba de bondad realizada con el software L-Rap. Valores resaltados en negrita indican aceptación de distribución de probabilidad.

	R1	R2	R3	R4	R5	R6	R7	R8
Pearson Tipo III	-1.30	-0.72	-1.62	-0.07	-0.46	-0.07	-0.45	-2.21
Gen. Normal	0.19	-0.14	-0.34	1.21	0.05	0.10	0.21	-1.89
Gen. Valor Extremo	0.95	0.10	0.38	1.93	0.17	-0.09	0.35	-2.04
Gen. Pareto	-4.98	-3.20	-2.79	-1.39	-3.93	-3.93	-5.26	-6.97
Gen. Logistic	3.49	1.58	1.62	3.24	2.08	1.84	2.99	0.40

Así, se determinaron los cuantiles para todas las distribuciones. En la Tabla 3, se presentan resultados para las regiones 1 a 7 de la distribución Pearson Tipo III, y para la Región 8 de la distribución Gen. Logistic para períodos de retorno de 10, 20, 50 y 100 años.

Tabla 3. Estimación de cuantiles por región para la distribución indicada.

	Período de Retorno (años)				Tipo de Distribución
	10	20	50	100	
Región 1	0.44	0.36	0.30	0.27	Pearson Type III
Región 2	0.27	0.15	0.05	0.00	Pearson Type III
Región 3	0.33	0.27	0.22	0.20	Pearson Type III
Región 4	0.25	0.18	0.12	0.10	Pearson Type III
Región 5	0.61	0.54	0.48	0.44	Pearson Type III
Región 6	0.65	0.58	0.50	0.45	Pearson Type III
Región 7	0.70	0.65	0.60	0.57	Pearson Type III
Región 8	0.66	0.57	0.46	0.39	Gen. Logistic

De acuerdo a la Tabla 3, para cualquier estación ubicada dentro de la Región 1, la frecuencia de tener un evento de precipitación anual tan bajo como el 44% de la lluvia media anual (323 mm), es decir, 145 mm, es de cada 10 años. La figura 4 muestra la precipitación esperada para un período de retorno de 10 años.

Los valores encontrados presentan un resultado coherente con respecto a otras distribuciones aceptadas para las diferentes regiones, sin embargo, para la Región 2, que se ubica en una zona árida y con pocos registros, el período de retorno de 100 años presenta una discrepancia dado un valor de 0.00. Este valor puede ser atribuido a eventos de precipitación muy bajos o nulos.

Finalmente, en la figura 5 se pueden observar mapas de los L-momentos, L-CV y L-Skewness, los cuales representan un cambio en las propiedades de lluvia, variabilidad e intensidad, respectivamente [2].

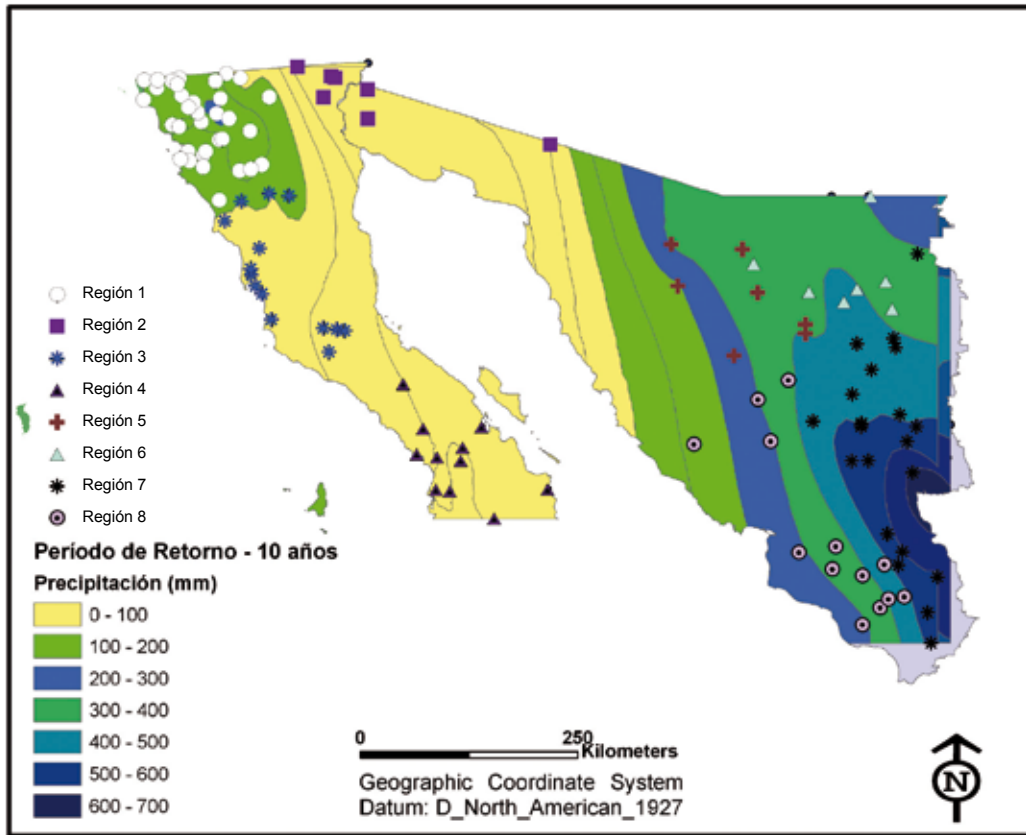


Figura 4. Precipitación Media para un período de retorno de 10 años.

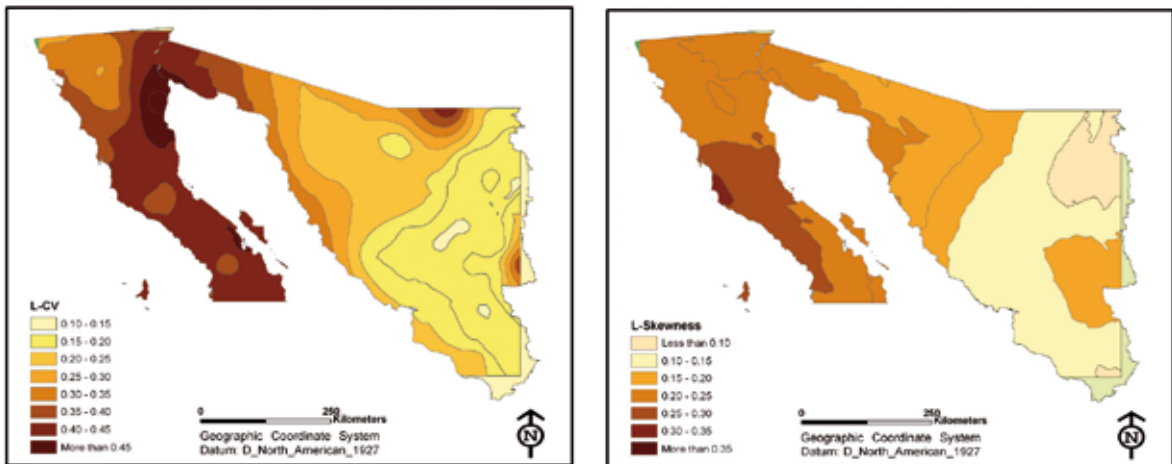


Figura 5. Variación Regional de L-CV Izquierda) y L-Skewness (Derecha) de Precipitación Media Anual.

Conclusión

Esta investigación forma parte del proyecto “Atlas de Sequía en áreas piloto de América Latina y el Caribe” en la zona correspondiente al noroeste de México.

La metodología utilizada maneja los estadísticos de orden, L-momentos. Utilizando algoritmos Fortran proporcionados por Hosking y Wallis (1997), y el software L-Rap de MGS Engineering Consultants se desarrollaron las etapas del análisis regional de frecuencias de precipitación.

Dentro de la etapa de regionalización se encontraron ocho regiones climáticas homogéneas de precipitación. Asimismo, se eligió la distribución probabilística Pearson Tipo III y Gen. Normal como la de mejor ajuste para todas las estaciones ubicadas en las regiones 1 a 7, y Gen. Logistic para la Región 8. Finalmente, se determinaron los cuantiles, valores de precipitación anual asociados a un determinado valor de probabilidad de ocurrencia, para los períodos de 10, 20, 50 y 100 años.

Referencias

- [1] Comisión Nacional del Agua. *Programa Nacional Hídrico 2007-2012*, 2007. Disponible en: www.conagua.gob.mx
- [2] Fowler, H.J., and, C.G. Kilsby, 2003: A Regional Frequency Analysis of United Kingdom Extreme Rainfall from 1961 to 2000. *International Journal of Climatology*, 23, 1313-1334
- [3] Hallack-Alegría, M., y Watkins., D.W. Jr. *Annual and Warm season Drought-Intensity-Duration-Frequency Analysis for Sonora, México*. *Journal of Climate*, 2007; 20, 1897-1909.
- [4] Hoskins, J.R.M., y Wallis, J.R. (1997). *Regional Frequency Analysis*. Cambridge.
- [5] Wallis, J.R., M.G. Schaefer, B.L. Barker and G.H. Taylor. *Regional precipitation-frequency analysis and spatial mapping for 24-hour and 2-hour durations for Washington State*. *J. Hydrology & Earth System Sciences*, 2007; 11(1), 415-442.

Cuarta Parte:

Glosario de términos y referencias bibliográficas

7. Glosario de Términos

Curva de crecimiento regional: Corresponde a la función de cuantiles adimensionales que puede ser aplicada a todas las estaciones dentro de una región homogénea.

Diagrama de L-momento ratio: Corresponde a la gráfica que relaciona dos L-momento ratios a través de curvas específicas para cada tipo de distribución. Estos pueden ser diagramas para L-CV versus L-kurtosis o L-Skewness versus L-kurtosis.

En sitio: En el contexto del Análisis Regional de Frecuencias, se refiere a las observaciones y ajuste que pueden hacerse en un lugar, sitio o estación específica.

Índice de Avenida: Corresponde a un método de regionalización, que indica que, dentro de una Región Homogénea, todas las estaciones poseen un modelo de distribución de probabilidad común y las diferencias en sus cuantiles se deben a un factor de escala.

Super-región heterogénea: Corresponde a un área en la que, si bien, pueden existir condiciones climáticas similares, no se cumple el criterio de homogeneidad en cuanto a la distribución de probabilidad de las estaciones en ella incluidas. Una súper-región heterogénea puede estar constituida por una o más sub-regiones homogéneas.

Sub-región homogénea: Corresponde al conjunto de estaciones que, pudiendo ser geográficamente discontinuas, poseen una misma distribución de probabilidad del fenómeno analizado.

L-momento: Es una combinación lineal generada a partir de los momentos ponderados por probabilidad, de una variable aleatoria.

L-momento ratio: Corresponde a la razón entre dos L-momentos. Los más utilizados son el L-Cv, L-Skewness y L-Kurtosis.

8. Referencias bibliográficas

- Abida, H. and Ellouze, M.: Probability distribution of flood flows in Tunisia. *Hydrol. Earth Syst. Sci. Discuss.*, 4, 957–981, 2007
- Abdul-Moniem, I. and Selim, Y.: TL-Moments and L-Moments Estimation for the Generalized Pareto Distribution. *Applied Mathematical Sciences*, Vol. 3, 2009, no. 1, 43 – 52, 2009.
- Aceituno, P. Anomalías de precipitación en Chile central relacionadas con la Oscilación del Sur: mecanismos asociados. Pelo ENSO records. International Symposium. Marzo, Lima. Extended Abstracts. L. Ortielb&J. Machare (Eds.) ORSTOM-CONCYTEC.p. 1-5, 1992.
- Askew, A., and Rooda, J.: Addressing arid zone problems. *L'hydrologie tropicale: séoscience et outil pour le développement (Actes de la conférence de Paris, mai 1995)*. IAHS Publ. no. 238, 1996.
- Asquith, W.: Package 'lmomco'. L-moments, Trimmed L-moments, L-comoments, and Many Distributions. R CRAN, <http://cran.r-project.org/web/packages/lmomco/index.html>, 2009
- Baldassarre, G., Castellarin, A., and Brath, A.: Evidences of relationships between statistics of rainfall extremes and mean annual precipitation: an application for design-storm estimation in northern central Italy. *Hydrol. Earth Syst. Sci. Discuss.*, 2, 2393–2425, 2005
- Baldassarre, G., Castellarin, A., and Brath, A.: Relationships between statistics of rainfall extremes and mean annual precipitation: an application for design-storm estimation in northern central Italy. *Hydrol. Earth Syst. Sci.*, 10, 589–601, 2006
- Bass, S., Ramasamy, S., Dey Deprick, J., and Battista, F.: Disaster Risk Management Systems Analysis. Environment, Climate Change and Bioenergy Division. Food and Agriculture Organisation of the United Nations. Rome, January, 2008
- Below, R., Grover-Kopec, E., and Dilley, M.: Documenting Drought-Related Disasters A Global Reassessment. *The Journal of Environment & Development* Volume 16 Number 3 September, 328-344, 2007
- Bordi, I. and Sutera, A.: Chapter 1: Drought Monitoring and forecasting at large scale. In: Rpsai, G.; Vega, T and Bonaccorso, B. *Methods and tools for drought analysis and management*. Water Science and Technology Library. Springer, 2007
- Brant, S.: Assessing vulnerability to drought in ceará, northeast Brazil. A thesis submitted in partial fulfillment of the requirements for the degree of Master of Science (Natural Resources and Environment) University of Michigan, 2007.
- Buishand, T.: Extreme rainfall estimation by combining data from several sites. *Hydrological Sciences*

- Journal - des Sciences Hydrologiques, 36,4,8, 345-365, 1991.
- Burn, D. and Goel, N.: The formation of groups for regional flood frequency analysis. *Hydrological Sciences-Journal~des Sciences Hydrologiques*, 45(1) February, 2000.
- CAZALAC. Zonación de los regímenes hídricos de América Latina y El Caribe desde una Perspectiva Climática. Versión Preliminar. Centro del Agua para Zonas Áridas y Semiáridas de América Latina y El Caribe. Presentado en el IV Foro Mundial del Agua, México. 28 pp, 2006
- Chavochi, S. and Soleiman, W. Delineating Pooling Group for Flood Frequency Analysis Using Soft Computing. *European Journal of Scientific Research*. Vol.35 No.2 (2009), pp.181-187, 2009
- Chow, V., Maidment, D. and Mays, L.: *Hidrología aplicada*. McGraw-Hill, 1992.
- Ciumara, R.: L-moments evaluation for identically and nonidentically weibull distributed random variables. *Proceedings of the Romanian Academy, Series A, Volume 8, Number 3*, 2007
- Contreras, C.: Las sequías en México durante el siglo XIX. *Investigaciones Geográficas, Boletín del Instituto de Geografía, UNAM: 118-133*, 2005.
- CNS-IICA.: *Sequía 1994-1997. Lecciones y experiencias*. Comisión Nacional de Sequía, Chile, Instituto Interamericano para la Cooperación y la Agricultura. <http://www.crid.or.cr/digitalizacion/pdf/spa/doc12430/doc12430.htm>, 1998
- Dahmen, E., Hall, M., and International Institute for Land Reclamation and Improvement.: *Screening of hydrological data: tests for stationarity and relative consistency / E.R. Dahmen [and] M.J. Hall* International Institute for Land Reclamation and Improvement, Wageningen, Netherlands, 1990.
- De Meló, J.: El Niño y las sequías en el nordeste de Brasil. *Desastres y Sociedad. Especial El Niño en América Latina: 146-157*
- DGA.: *Establece criterios para calificar épocas de extraordinaria sequía*. Dirección General de Aguas, Ministerio de Obras Públicas, República de Chile, 1984.
- Delicado, P. Y Goría, M.: A small sample comparison of maximum likelihood, moments and L-moments methods for the asymmetric exponential power Distribution. *Computational Statistics & Data Analysis* 52 (2008) 1661 – 1673, 2007
- Demuth, S. y Kullis, C.: *Probability analysis and regional aspects of droughts in southern Germany. Sustainability of Water Resources under Increasing Uncertainty* (Proceedings of Rabat Symposium SI, April 1997). IAHS Publ. no. 240, 1997.
- Di Castri, F., and Hajek, E.: *Bioclimatología de Chile*. Vicerrectoría Académica de la Universidad Católica de Chile, 1976.
- Elamir, E. and Seheultb, A. 2004. Exact variance structure of sample L-moments. *Journal of Statistical Planning and Inference* 124 (2): 337 – 359
- Eriyagama, N.; Smakhtin, V.; Gamage, N.: *Mapping drought patterns and impacts: a global perspective*. Colombo, Sri Lanka: International Water Management Institute. 31p. (IWMI Research Report 133), 2009
- Espinosa, G.: *Los desastres y su relación con el manejo de los recursos naturales en Chile*. AMB. y DES., VOL I, N° 3, Págs. 159-172, octubre, 1985
- Espinosa, G. and Hajek, E.: *Riesgos climáticos: Evidencias en Chile central*. En: Fuentes, E. Y Peñafreña, S. Editores. *Ecología del paisaje en Chile Central: Estudios sobre sus espacios montañosos*. Ediciones Universidad Católica de Chile, 1988.
- Fattorelli, S. and Fernández, P.: *Diseño hidrológico*. Zeta Editores, Buenos Aires. 604 pp. 2007
- Fernández, B.: *Identificación y caracterización de sequías hidrológicas en Chile central*. *Ingeniería del Agua Vol 4*. Num. 4:37-46, 1997
- Fernández, B., Donoso, G., Luraschi, M., Orphanopolous, D., and Salazar, C.: *Estimación del impacto económico asociado a sequías hidrológicas*. VI Jornadas de CONAPHI Chile, 1997.
- Fernández, B. and Vergara, A.: *Risk of scarcity of monthly precipitation and streamflows in semiarid regions*. *Hydrological Sciences Journal*. Vol 43 (5): 759-773, 1998
- Finney, J.: *Optimization of a skewed logistic distribution with respect to the kolmogorov-smirnov test*. A

- Dissertation Submitted to the Graduate Faculty of the Louisiana State University and Agricultural and Mechanical College in partial fulfillment of the requirements for the degree of Doctor of Philosophy in The Interdepartmental Program in Engineering Science, 2004.
- Fowler, H. and Kilsby, C. A regional frequency analysis of United Kingdom extreme rainfall from 1961 to 2000. *Int.J. Climatol.* 23: 1313–1334, 2003.
- Fuentes, E., Espinoza, G. and Hajeck, E.: Some consequences of rainfall variability for mediterranean-type ecosystems in Chile. In: di Castri, F., Floret, Ch., Rambal, S. and Roy, J.: Time Scale and Water Stress. Proceedings of the 5th International Conference on Mediterranean Ecosystems. The International Union of Biological Sciences, Paris. 347-360, 1988.
- Gaál, L., Kysely, J., and Szolgay, J.: Region-of-influence approach to a frequency analysis of heavy precipitation in Slovakia. *Hydrol. Earth Syst. Sci. Discuss.*, 4, 2361–2401, 2007
- Gaál, L., and Kysely, J.: Regional frequency analysis of heavy precipitation in the Czech Republic by improved region-of-influence method. *Hydrol. Earth Syst. Sci. Discuss.*, 6, 273–317, 2009
- Garreaud, R. and Rutllant, J.: Precipitación estival en los Andes de Chile central: aspectos climatológicos. *Atmósfera*, 10, pp. 191-211, 1997.
- García, V.: Las sequías históricas de México. *Desastres y Sociedad. Red de Estudios Sociales en Prevención de Desastres en América Latina. N° 1/año 1*: 86-101
- Gastó, J.M.: Variaciones de las precipitaciones anuales en Chile. *Bol. Téc. Fac. Agron. Univ. Chile* 24: 4-20, 1966.
- González, P.: Comportamiento de las horas-frío, grados-día, heladas y precipitaciones en los agroecosistemas de la Región del Maule durante los eventos El Niño 1997 y La Niña 1998-1999. En: Avaria, S., Carrasco, J., Rutllant, J., and Yáñez, E. (eds.): *El Niño-La Niña 1997-2000. Sus Efectos en Chile*. CONA, Chile, Valparaíso. pp. 231-252, 2004
- Guelman, E. and Cunha, M.: *Estudo de Chuvas Intensas no Estado do Rio de Janeiro*. 2^a Ed. revista e ampliada. <ftp://ftp.cprm.gov.br/pub/pdf/rj/chuvas/chuvas.htm>, 2000.
- Gupta, R. and Kundu, D.: Generalized exponential distribution: different method of estimations. *J. Statist. Comput. Simul.*, 2000, Vol. 00, pp. 1-22, 2000
- Hallack-Alegria, M. and Watkins, D.W.: Annual and Warm Season Drought Intensity-Duration-Frequency Analysis for Sonora, México. *Journal of Climate*, 20(9): 1897-1909, 2007.
- Heim, R.: A review of Twentieth-Century Drought Indices Used in the United States. *American Meteorological Society*, Vol 83 (8): 1149–1165, 2002
- Helsel, D. and R. Hirsh, R.: *Statistical methods in water resources*. Studies in Environmental Science 49. Elsevier, 1992.
- Hisdal, H. and Tallaksen, L.: Estimation of regional meteorological and hidrological drought characteristics: a case study for Denmark. *Journal of Hydrology* 281 (230-247), 2003
- Hosking, J.: The four-parameter Kappa distribution. *IBM. Journal Research Development*. Vol 38 N° 3: 251-258, 1994
- Hosking, J.: On the characterization of distributions by their *L*-moments. *Journal of Statistical Planning and Inference* 136 (2006) 193 – 198, 2006
- Hosking, J.: FORTRAN routines for use with the method of L-moments, Version 3.04. IBM Research Report RC12822, IBM Research Division, Yorktown Heights, New York., 2005.
- Hosking, J.: Package “Imom”. L-moments. CRAN Repository. <http://cran.r-project.org/web/packages/Imom/index.html>, 2009a.
- Hosking, J.: Package ‘ImomRFA’. Regional Frequency Analysis using L-moments. CRAN Repository. <http://cran.r-project.org/web/packages/ImomRFA/ImomRFA.pdf>, 2009b.
- Hosking, J. and Wallis, J.: *Regional frequency analysis: an approach based on Lmoments*. Cambridge University Press, Cambridge, U.K, 1997
- Kalma, J., and Franks, S.: Rainfall in arid and semiarid regions. Chapter 2. In: Simmers, I(Ed). *Understanding water in a Dry Environment. Hydrological processes in arid and semiarid zones*.

- International Association of Hydrogeologists. BALKEMA. Lissier. 15-63, 2003.
- Karvanen, J.: Estimation of quantile mixtures via L-moments and trimmed L-moments. Computational Statistics & Data Analysis. Volume 51, Issue 2, 15 November 2006, Pages 947-959, 2006.
- Karvanen, J.: Package 'Lmoments'. CRAN. <http://cran.r-project.org/web/packages/Lmoments/index.html>, 2009.
- Keyantash, J. and Dracup, J.A.: The Quantification of Drought: An Analysis of Drought Indices. Bulletin of the American Meteorological Society, 83 (8), 1167-1180, 2002
- Kjeldsen, T.R. and Jones, D.: Sampling variance of flood quantiles from the generalised logistic distribution estimated using the method of L-moments. Hydrology and Earth System Sciences, 8(2), 183-190, 2004.
- Kohnová, S., Hlavová, K., Szolgay, J. Y Števková, A.: Seasonality Analysis of the Occurrence of Low Flows in Slovakia. International Symposium on Water Management and Hydraulic Engineering Ohrid/Macedonia, 1-5 September 2009 Paper: A92, 2009.
- Kottegoda, N. and Rosso, R.: Applied Statistics for Civil and Environmental Engineers. 2008.
- Lana, X.; Martínez, M.; Burgueño, A. Y Serra, C.: Return period maps of dry spells for Catalonia (northeastern Spain) based on the Weibull distribution. Hydrological Sciences—Journal—des Sciences Hydrologiques, 53(1) February 2008.
- Lapinel, B and Baez, R.: Sistema de diagnóstico y vigilancia regional de la sequía. En: Memorias de la V Conferencia Mundial Proyecto FRIEND AMIGO para América Latina y El Caribe, 2006.
- Le Houérou, H.: Interannual variability of rainfall and its ecological and managerial consequences on natural vegetation, crops and livestock. In: di Castri, F., Floret, Ch., Rambal, S. and Roy, J.: Time Scale and Water Stress. Proceedings of the 5th International Conference on Mediterranean Ecosystems. The International Union of Biological Sciences, Paris. 323-346, 1988.
- Lin, G., and Chen, L.: Identification of homogeneous regions for regional frequency analysis using the self-organizing map. Journal of Hydrology 324 (2006) 1–9, 2006
- Loukas, A., and Vasiliades, L.: Probabilistic analysis of drought spatiotemporal characteristics in Thessaly region, Greece. Natural Hazards and Earth System Sciences, 4: 719–731, 2004.
- Loucks, D. and Van Beek, E.: Water Resources Systems Planning and Management: An Introduction to Methods, Models, and Applications. Paris, France: UNESCO Press, 2005
- Luers, A., Lobell, D., Sklar L., Addams, C., and Matson, P.: A method for quantifying vulnerability, applied to the agricultural system of the Yaqui Valley, Mexico. Global Environmental Change 13 (2003) 255–267, 2003
- Matera, A.; Fontana, G.; Marletto, V.; Zinoni, F.; Botarelli, L. and Tomei, F.: Use of a new agricultural drought index within a regional drought observatory. En: Rossi, G.; Vega, T. Y Bonaccorso, B. Methods and tools for drought analysis and management. Water Science and Technology Librari. Springer, 2007
- McKee, T., Doesken, N. And Kleist, J.: The relationship of drought frequency and duration to time scales. Preprints, 8th Conference on Applied Climatology, pp. 179–184. January 17–22, Anaheim, California, 1993.
- M.G.S. 2008. L-RAP. Linear Regional Frequency Analysis Software version 1.0. MGS Engineering Consultants, Olympia, WA.
- MINAGRI-AGRIMED-PRODECOP.: Compendio de información ambiental, socioeconómica y silvoagropecuaria de la IV Región de Coquimbo. Ministerio de Agricultura, Chile, 137 pp, 2001
- Mishra, B. , Y. Tachikawa, and K. Takara. 2007. Suitability of sample size for identifying distribution function in regional frequency analysis. Annuals of Disas. Prev. Res. Inst., Kyoto Univ. N° 50 B, 2007
- Modarrez, R.: Regional Frequency Distribution Type of Low Flow in North of Iran by L-moments. Water Resources Management, 22:823–841, 2008
- Modarrez, R.: Regional Dry Spells Frequency Analysis by L-Moment and Multivariate Analysis. Water Resources Management, 2009

- Modarrez, R. and Sarhadi, A.: Frequency distribution of extreme hydrologic drought of Southeastern semi-arid region Iran. *Journal of Hydrologic Engineering*, 2009.
- Norbiato, D., Borga, M., Sangati, M., and Zanoni, F.: Regional frequency analysis of extreme precipitation in the eastern Italian Alps and the August 29, 2003 flash flood. *Journal of Hydrology* (2007) 345, 149– 166, 2007
- Patrick, E.: Sequía: Vulnerabilidad y crisis en tierras áridas. Estrategia Internacional para la reducción de desastres. http://www.unisdr.org/eng/public_aware/world_camp/2003/spanish/19_Article_UNDP_spa.pdf, 2003
- Peel, M. C., Wang, Q., Vogel, R., and McMahon, T.: The utility of L-moment ratio diagrams for selecting a regional probability distribution. *Hydrological Sciences-Journal-des Sciences Hydrologiques*, 2001.
- Pearson, C.: New Zealand regional flood frequency analysis using L-moments. *Journal of Hydrology (NZ)*, **30**, 53-64, 1991
- Ponvert-Delisle, D., Lau, A., and Balamaseda, C.: La vulnerabilidad del sector agrícola frente a los desastres Reflexiones generales. *Zonas Áridas* 11(1):174-194, 2007.
- Quintana, J.: The Drought in Chile and La Niña. Drought Network News. Summer 2000. Vol 12 N° 2. A Newsletter of the International Drought Information Center and the National Drought Mitigation Center, 2000.
- Quiring, S.: Monitoring Drought: An Evaluation of Meteorological Drought Indices. *Geography Compass* 3/1, 2009a.
- Quiring, S.: Developing objective operational definitions for monitoring drought. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 2009b.
- Ramírez, A., and Arellano-Lara, F.: Una modificación simple y útil del método de la avenida índice. *Tecnología y Ciencias del Agua antes Ingeniería hidráulica en México*, vol. I, núm. 1, enero-marzo, pp. 55-71, 2010.
- Rasmussen P., Bobée, B. and Bernier, J.: Une méthodologie générale de comparaison de modèles d'estimation régionale de crue. *Rev. Sci. Eau* 7 (1) : 23-41, 1994
- Reiss, R., Thomas, M., and Hosking, J.: Chapter 14. Flood frequency analysis. In: *Statistical Analysis of Extreme Values with Applications to Insurance, Finance, Hydrology and Other Fields*. Third Edition, 2007.
- Rodríguez, P.: Impacto del ENSO en Chile. I Encuentro de Universidades del Pacífico Sur. Piura, Perú: 14, 15 y 16 de Octubre, 1999.
- Rutlant, J.: Aspectos de la circulación atmosférica de gran escala asociada al ciclo ENOS 1997- 1999 y sus consecuencias en el régimen de precipitación en Chile central. En: Avaria, S., Carrasco, J., Rutlant, J., and Yáñez, E..(eds.). 2004. *El Niño-La Niña 1997-2000. Sus Efectos en Chile*. CONA, Chile, Valparaíso. pp. 61-76, 2004.
- Santos, M.; do Nascimento, J.; Moreira, A. y da Silva, M.: Aspectos históricos de las sequías en el nordeste de Brasil colonial (1530-1822). *Historia y Desastres en América Latina*. Volumen II. Red de Estudios Sociales en Prevención de Desastres en América Latina. 28 pp. 1997.
- Sankarasubramanian, A and Srinivasan, K.: Investigation and comparison of sampling properties of L-moments and conventional moments. *Journal of Hydrology* 218 (1999) 13–34, 1999.
- Serinaldi, F., Bonaccorso, A., Cancelliere, and S. Grimaldi.: Probabilistic characterization of drought properties through copulas, *Physics and Chemistry of the Earth*, 34 (10-12), 596–605, 2009
- Seth, S.: Human impacts and management issues in arid and semi-arid regions. Chapter 8. In: Simmers, I(Ed). *Understanding water in a Dry Environment*. Hydrological processes in arid and semiarid zones. International Association of Hydrogeologists. BALKEMA. Lissier. 289-341, 2003
- Shabri, A. and Jemain, A.: Application of multicriteria method to identify the best-fit statistical distribution. *Journal of Applied Sciences* 6(4):926-932, 2006. Asian Network for Scientific Information, 2006
- Schaefer, M.; Barker, B. Taylor, G. and Wallis, J.: Regional precipitation-frequency analysis and spatial mapping for 24-hour and 2-hour durations in Western Washington . Prepared for Washington State Department of Transportation. MGS Engineering Consultants, Inc and Oregon Climate Service, 2002.

- Schaefer, M.; Barker, B. Taylor, G. and Wallis, J.: Regional precipitation-frequency analysis and spatial mapping for 24-hour and 2-hour durations in Eastern Washington . Prepared for Washington State Department of Transportation. MGS Engineering Consultants, Inc and Oregon Climate Service, 2006.
- Schaefer, M.; B. Barker, G. Taylor, and J. Wallis.: Regional precipitation-frequency analysis and spatial mapping for 24-hour precipitation for Oregon. MGC Engineering Consultants, Inc and Oregon Climate Service, 2007.
- Shawky, A. and Abu-Zinadah, H.: Exponentiated Pareto Distribution: Different Method of Estimations. *Int. J. Contemp. Math. Sciences*, Vol. 4, 2009, N°. 14, 677 – 693, 2009.
- Stedinger, J.R., Vogel, R and Foufoula-Georgiou, E.: **Frequency Analysis of Extreme Events**, Chapter 18, Handbook of Hydrology, McGraw-Hill Book Company, David R. Maidment, Editor-in-Chief, 1993
- Steinemann, A., Hayes, M., and Cavalcanti, L.: Drought Indicators and Triggers. In: Wilhite, D. Editor: *Drought and Water Crises Science, Technology, and Management Issues*, 2005
- Steinemann, A., and Cavalcanti, L.: Developing multiple indicators and triggers for drought plans. Depts.washington.edu/cwws/Research/Reposts/multipleindicatorsandtriggers.pdf, 2006
- Tallaksen, L., and Hisdal, H.: Regional analysis of extreme streamflow drought duration and deficit volume. FRIEND '97. *Regional Hydrology: Concepts and Models for Sustainable Water Resources Management (Proceedings of Postojna, Slovenia, Conference, September-October 1997)*. IAHS Publ. No, 246, 1997
- Tallaksen, L., and Hisdal, H.: Methods of regional classification of streamflow drought series: the EOF Method and L-moments. Technica Report N°2. <http://www.hydrology.uni-freiburg.de/forsch/aride/navigation/publications/publications.htm>, 1999
- Türkes, M. and Tatlı, H.: Use of the standardized precipitation index (SPI) and a modified SPI for shaping the drought probabilities over Turkey. *International journal of climatology*. vol. 29, n°15, pp. 2270-2282, 2009
- UNESCO.: 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, 2006
- Valiente, M.: Evaluación de la vulnerabilidad a la sequía en el nordeste de Brasil mediante indicadores socioclimáticos: Tesis para optar al título de doctor en geografía. Departamento de Geografía Física. Universidad de Barcelona. 815 pp., 2000
- Valiente, M.: Sequía: Definiciones, tipologías y métodos de cuantificación. *Investigaciones Geográficas*, N°s 26, pp 59-80. Instituto de Geografía, Universidad de Alicante, 2001
- Varas, E. and Bois, P.: *Hidrología Probabilística*. Ed. Universidad Católica, Santiago, Chile. 1998.
- Viglione, A., Laio, F. and Claps, P.: A comparison of homogeneity tests for regional frequency análisis. *Water Resources Research*, Vol. 43, 2007
- Viglione, A.: Package 'nsRFA'. Non-supervised Regional Frequency Analysis. CRAN Repository. <http://cran.r-project.org/web/packages/nsRFA/index.html>, 2009.
- Vogel, R. and Fennessey, M.: L-moments diagrams should replace moment product diagrams. *Water Resources Research*, 1993
- Wallis, J., M. Schaefer, B. Barker. and G. Taylor.: Regional precipitation-frequency analysis and spatial mapping for 24-hour and 2-hour durations for Washington States. *Hydrol. Earth Syst. Sci.*, 11(1), 415-442, 2007.
- Wilhite, D., and Buchanan-Smith, M.: Drought as Hazard: Understanding the Natural and Social Context. In: Wilhite, D. Editor: *Drought and Water Crises Science, Technology, and Management Issues*, 2005.
- Young, G., Zavala, H., Wandel, J., Smit, B., Salas, S., Jiménez, E., Fiebig, M., Espinoza, R., Díaz, H. and Cepeda, J.: Vulnerability and adaptation in a dryland community of the Elqui Valley, Chile. *Climatic Change*, 98:245–276, 2010.
- Yurekli, K. and Anli, A.: Analyzing Drought Based on Annual Total Rainfalls over Tokat Province. *International Journal of Natural and Engineering Sciences* 2 (2): 21-26, 2008