

UNIVERSIDAD NACIONAL DEL ALTIPLANO

ESCUELA DE POSGRADO

**MAESTRÍA EN CIENCIAS DE LA INGENIERÍA
AGRÍCOLA**



TESIS

**ANÁLISIS DE FRECUENCIA REGIONAL DE LAS PRECIPITACIONES
MÁXIMAS EN LA REGIÓN HIDROGRÁFICA DEL TITICACA**

PRESENTADA POR:

EFRAIN LUJANO LAURA

PARA OPTAR EL GRADO ACADÉMICO DE:

MAGISTER SCIENTIAE EN INGENIERÍA DE RECURSOS HÍDRICOS

PUNO, PERÚ

2016

UNIVERSIDAD NACIONAL DEL ALTIPLANO

ESCUELA DE POSGRADO

MAESTRÍA EN CIENCIAS DE LA INGENIERÍA AGRÍCOLA

TESIS

ANÁLISIS DE FRECUENCIA REGIONAL DE LAS PRECIPITACIONES

MÁXIMAS EN LA REGIÓN HIDROGRÁFICA DEL TITICACA

PRESENTADA POR:

EFRAIN LUJANO LAURA

PARA OPTAR EL GRADO ACADÉMICO DE:

MAGISTER SCIENTIAE EN INGENIERÍA DE RECURSOS HÍDRICOS

APROBADA POR EL SIGUIENTE JURADO:

PRESIDENTE



M.Sc. OSCAR RAUL MAMANI LUQUE

PRIMER MIEMBRO



M.Sc. ALBERTO ISIDRO PILARES HUALPA

SEGUNDO MIEMBRO



M.Sc. JOSE ANTONIO MAMANI GOMEZ

ASESOR DE TESIS



M.Sc. LORENZO GABRIEL CJEZA CORONEL

Puno, 13 de enero de 2016

ÁREA: Recursos hídricos.

TEMA: Precipitaciones.

DEDICATORIA

La presente investigación representa uno de mis grandes anhelos hecho realidad. Lo dedico con mucho cariño, amor y respeto:

- ✓ A mi gran padre, don LUIS RAFAEL y a mi adorada madre doña DOMITILA, por su aliento, paciencia, consejos y por su gran esfuerzo, hicieron posible el logro de mi noble profesión.
- ✓ A mis hermanos: APOLINARIO y RENE con mucho cariño y afecto, por su apoyo y contribución en mi formación profesional.
- ✓ A mi querida SILVIA y a mi pequeña hija JEANIE MARIET, por brindarme su apoyo incondicionalmente y sobre todo al cariño mostrado en los momentos más críticos.
- ✓ A Dios por darme la vida, por ser mi guía y la oportunidad de adquirir conocimiento y sabiduría

El autor.

AGRADECIMIENTOS

- ✓ A la Universidad Nacional del Altiplano y a la escuela de Postgrado, por darme la oportunidad de educarme y formarme.

- ✓ Al Servicio Nacional de Meteorología e Hidrología por facilitarme la información meteorológica para la realización del presente trabajo de investigación.

- ✓ Al Ing. Oscar Gustavo Felipe Obando, quien me motivó y dedicó su tiempo con su apoyo incondicional para la realización del presente trabajo de Investigación y por su acertada dirección.

- ✓ A todas las persona, amigos y familiares, que de una u otra manera, directa e indirectamente, motivaron y contribuyeron en la ejecución y culminación de la presente Tesis.

ÍNDICE GENERAL

	Pág.
DEDICATORIA.....	i
AGRADECIMIENTOS	ii
ÍNDICE GENERAL.....	iii
ÍNDICE DE CUADROS	v
ÍNDICE DE FIGURAS	v
ÍNDICE DE ANEXOS	vi
LISTA DE ACRÓNIMOS	vii
RESUMEN	viii
ABSTRACT	ix
INTRODUCCIÓN	1

CAPÍTULO I**PROBLEMÁTICA DE LA INVESTIGACION**

1.1. PLANTEAMIENTO DE LA INVESTIGACIÓN	3
1.2. JUSTIFICACIÓN	5
1.3. OBJETIVOS	6
1.3.1. Objetivo general.....	6
1.3.2. Objetivos específicos.....	6
1.4. HIPÓTESIS	6
1.4.1. Hipótesis general	6
1.4.2. Hipótesis específicas	6

CAPÍTULO II**MARCO TEÓRICO**

2.1. ANTECEDENTES	7
2.2. MARCO CONCEPTUAL.....	10
2.2.1. Periodos de retorno	10
2.2.2. Análisis regional de frecuencia basado en momentos-L.....	10

CAPÍTULO III**METODOLOGÍA**

3.1.	ÁMBITO DE ESTUDIO	31
3.2.	TIPO DE INVESTIGACIÓN	33
3.3.	POBLACIÓN Y MUESTRA.....	33
3.3.1.	Población	33
3.3.2.	Muestra.....	33
3.4.	MATERIALES.....	33
3.4.1.	Información Cartográfica.....	33
3.4.2.	Información meteorológica.....	34
3.5.	MÉTODOS POR OBJETIVOS ESPECÍFICOS.....	34
3.5.1.	Identificación de regiones homogéneas.....	34
3.5.2.	Selección de la distribución regional de frecuencia	35
3.5.3.	Estimación de cuantiles regionales.....	36

CAPÍTULO IV**RESULTADOS Y DISCUSIONES**

4.1.	IDENTIFICACIÓN DE REGIONES HOMOGÉNEAS.....	37
4.1.2.	Método de conglomerados	37
4.1.3.	Método de momentos - L	38
4.2.	SELECCIÓN DE LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DE FRECUENCIA ...	44
4.3.	ESTIMACIÓN DE CUANTILES REGIONALES	46
4.4.	MODELOS REGIONALES	51
	CONCLUSIONES	52
	RECOMENDACIONES	53
	BIBLIOGRAFÍA	54
	ANEXOS	58

ÍNDICE DE CUADROS

	Pág.
1	Valores críticos de la medida de discordancia (D_i) 18
2	Función de densidad de probabilidad (PDF), función de distribución acumulada (CDF), función cuantil (QF) y momentos-L para las distribuciones estadísticas24
3	Prueba de significancia de Kendall, Mann-Kendall, Grubbs y Beck.....39
4	Prueba de Grubbs y Beck para identificación de valores atípicos40
5	Estadísticas de coeficiente de variación-L, asimetría-L y curtosis-L41
6	Medida de discordancia43
7	Prueba de heterogeneidad (H) para las regiones norte, centro y sur ...44
8	Prueba de bondad de ajuste ($ Z^{\text{DIST}} \leq 1.64$).....45
9	Cuantiles regionales $q(F)$ y límites de confianza para diferentes periodos de retorno – región norte.....47
10	Cuantiles regionales $q(F)$ y límites de confianza para diferentes periodos de retorno – región centro48
11	Cuantiles regionales $q(F)$ y límites de confianza para diferentes periodos de retorno – región sur48
12	Modelos regionales establecidos para cada región homogénea51

ÍNDICE DE FIGURAS

	Pág.
1	Descripción esquemática de la medida de discordancia 17
2	Descripción esquemática del significado de heterogeneidad regional ... 19
3	Ubicación del área de estudio y estaciones meteorológicas del Servicio Nacional de Meteorología e Hidrología32
4	Dendograma de Ward, distancia del coeficiente de correlación38
5	Relaciones de momentos-L región, a) norte, b) centro y c) sur42
6	Diagrama de relación de momentos-L promedio regional para la serie de precipitaciones máximas diarias, a) región norte, b) región centro y c) región sur.....46

7	Cuantiles regionales ($q(F)$) y límites de confianza para diferentes periodos de retorno, a) norte, b) centro y c) sur	49
8	Distribución espacial de regiones homogéneas e índice de avenida (μ)	50

ÍNDICE DE ANEXOS

	Pág.	
1	Series histórica de precipitación máxima diaria estaciones meteorológicas 1956 – 2014.....	59
2	Series de precipitación máxima diaria de cada sitio y umbrales de Grubbs y Beck para identificación de valores atípicos	62
3	Cuantiles locales y límites de confianza para diferentes periodos de retorno: región norte.....	65
4	Cuantiles locales y límites de confianza para diferentes periodos de retorno: región centro.....	66
5	Cuantiles locales y límites de confianza para diferentes periodos de retorno: región sur.....	67

LISTA DE ACRÓNIMOS

ARF-LM	: Análisis regional de frecuencia, basado en momentos-L
Ck-L	: Coeficiente de curtosis-L
Cs-L	: Coeficiente de asimetría-L
Cv-L	: Coeficiente de variación L
DEM	: Modelo digital de elevación
GEV	: Distribución generalizada de valores extremos
GLO	: Distribución logística generalizada
GNO	: Distribución normal generalizada
GPA	: Distribución generalizada de Pareto
GREHYS	: Grupo de investigación en hidrología estadística
OMM	: Organización Meteorológica Mundial
PE3	: Distribución de Pearson de tipo III
SENAMHI	: Servicio Nacional de Meteorología e Hidrología

RESUMEN

El presente trabajo de investigación titulado “ANÁLISIS DE FRECUENCIA REGIONAL DE LAS PRECIPITACIONES MÁXIMAS EN LA REGIÓN HIDROGRÁFICA DEL TITICACA”, se realizó en el altiplano Peruano, ubicado entre los Departamentos de Puno y Tacna, con el objetivo de desarrollar modelos regionales de precipitaciones máximas diarias, aplicado al problema de la estimación de precipitaciones en zonas sin información, cuyos resultados serán empleados en proyectos que requieren este tipo de información, generalmente para el diseño de obras hidráulicas. La información meteorológica, corresponde al Servicio Nacional de Meteorología e Hidrología con un periodo de registro de 1956 - 2014 y la metodología a utilizar consistió en identificar regiones homogéneas cuyos métodos usados se refieren a técnicas multivariadas jerárquicas y momentos-L, dividiendo el área de estudio en tres regiones homogéneas sobre la base de los estadísticos de medida central y variación de la precipitación total mensual. Para el análisis probabilístico se utilizaron las distribuciones teórica; generalizada de valores extremos, Pearson tipo III, logística generalizada, normal generalizada y Pareto generalizada, de donde las seleccionadas fueron generalizada de valores extremos (región norte), normal generalizada (región centro) y Pearson tipo III (región sur). Finalmente a partir de la distribución seleccionada para cada región homogénea, se estimaron los cuantiles adimensionales y relativamente se establecieron 09 modelos regionales para diferentes periodos de retorno.

Palabras Clave: Análisis regional, conglomerados, índice de avenida, momentos-L, regiones homogéneas.

ABSTRACT

The present research titled "REGIONAL FREQUENCY ANALYSIS OF MAXIMUM PRECIPITATION IN THE HYDROGRAPHIC TITICACA REGION" was held in the Peruvian altiplano located between the Departments of Puno and Tacna, with the aim of developing regional models of maximum daily rainfall, applied to the problem of estimating precipitation in areas without information, whose results will be used in projects that require this type of information, usually for the design of hydraulic works. Weather information, corresponds to the National Service of Meteorology and Hydrology with registration period 1956 - 2014 and the methodology used was to identify homogeneous regions whose used methods refer to hierarchical multivariate techniques and L-moments, dividing the study area in three homogeneous regions on the basis of statistical central measurement and variation of the total monthly rainfall. Probabilistic analysis for the theoretical distributions were used; generalized extreme value, Pearson type III, general logistics, generalized normal and generalized Pareto, where selected were generalized extreme value (northern region), generalized average (central region) and Pearson type III (southern region). Finally from the selected distribution for each homogeneous region, the dimensionless quantiles were estimated and relatively 09 regional models for different return periods were established.

Keywords: Regional analysis, clusters, index flood, L-moments, homogeneous regions.

INTRODUCCIÓN

La presente Tesis titulada “ANÁLISIS DE FRECUENCIA REGIONAL DE LAS PRECIPITACIONES MÁXIMAS EN LA REGIÓN HIDROGRÁFICA DEL TITICACA” se realizó teniendo en cuenta el reglamento de Grados y Títulos de la Escuela de Posgrado de la Universidad Nacional del Altiplano - Puno, con la finalidad de obtener el grado académico de Magíster Scientiae, mención en Ingeniería de Recursos Hídricos.

El trabajo de Investigación se estructura en cuatro capítulos:

En el primer capítulo; se propone diagnosticar la problemática que habitualmente se asocia a la región hidrográfica del Titicaca lado Peruano, donde se presenta el problema a través de una descripción detallada, preguntas de investigación, justificación, objetivos e hipótesis.

En el segundo capítulo; se destaca el marco teórico con un amplio análisis de los antecedentes y el marco conceptual bajo los fundamentos de las teorías efectivas, que han permitido dar a conocer la existencia de trabajos relacionados a la presente investigación.

En el tercer capítulo; para concretizar el trabajo de investigación, se presenta la metodología, el ámbito de estudio, el tipo de investigación, la población y muestra de estudio, los materiales utilizados y en definido la metodología por objetivos específicos con los procedimientos pertinentes de un diseño estadístico apropiado.

En el cuarto capítulo; se presenta los resultados y discusiones en el cual, se corrobora la investigación con autores citados en el marco teórico. Los resultados están deducidos por objetivos específicos y presentados mediante cuadros y figuras que dan una mejor comprensión y fueron de mucha importancia para comprobar las hipótesis planteadas.

CAPITULO I

PROBLEMÁTICA DE LA INVESTIGACION

1.1. PLANTEAMIENTO DE LA INVESTIGACIÓN

Las precipitaciones extremas en el altiplano Peruano son las principales causas que provocan con cierta frecuencia desborde de ríos, inundaciones en zonas con baja pendiente, deterioro de estructuras hidráulicas, avería de vías y erosión de suelos agrícolas que se producen por el exceso de precipitaciones en meses de avenida, provocando daños económicos-sociales y todo ello se generan muchas veces por la mala estimación de estos eventos, extrapolación de datos a zonas sin información, mala estimación de la avenida de diseño y posteriormente un mal dimensionamiento hidráulico. Las breves muestras de precipitaciones máximas anuales generalmente no ofrecen bases sólidas para extrapolar un modelo ajustado a los períodos de retorno mucho más grandes que dos o tres veces el número de años de registro. Si se requieren estimaciones para períodos de retorno más grandes, otros métodos como el análisis de frecuencia regional, son necesarios (Oliveira y Naghettini, 2008). El Servicio Nacional de Meteorología e Hidrología – Puno, administra actualmente 44 estaciones meteorológicas, a nivel de Departamento mostrando una escasez en la distribución espacial, debido a que cada estación local solo puede cubrir un área de 25 km² (OMM, 2011). En este contexto la ausencia de

estaciones en zonas sin información para la estimación de eventos extremos de precipitación, la regionalización cumple un rol muy importante que toma mayor énfasis en la solución de cubrir estos vacíos, constituyendo un aporte esencial de prevención y control ocasionados por estos eventos.

El problema que habitualmente se asocia a la región hidrográfica del Titicaca lado Peruano es la estimación de precipitaciones máximas en zonas sin información, cuyas causas son la existencia reducida de estaciones meteorológicas y escasa longitud de series de observaciones. Los posibles efectos son la extrapolación e incertidumbre relacionada con el uso de datos locales, que pueden ocasionar un sobre o sub-dimensionamiento de estructuras hidráulicas. Las variables que se analizarán son las precipitaciones máximas diarias de cada estación meteorológica ubicada dentro del área de estudio.

Preguntas del problema de investigación

Pregunta general

¿Permiten los modelos regionales estimar las precipitaciones máximas diarias en la región hidrográfica del Titicaca lado Peruano?

Preguntas específicas

¿Cuántas regiones pluviométricas homogéneas existen en la región hidrográfica del Titicaca lado Peruano?

¿Qué funciones de distribución teórica se ajustan al grupo de regiones pluviométricas homogéneas?

¿Permiten los cuantiles de frecuencia regional estimar las precipitaciones máximas diarias para diferentes periodos de retorno?

1.2. JUSTIFICACIÓN

Los proyectos de inversión en la región hidrográfica del Titicaca, generalmente aquellos que requieren el uso de las precipitaciones máximas para el diseño de obras hidráulicas, están basados tradicionalmente en el uso local de las series de observaciones. Desafortunadamente, el uso exclusivo de datos locales en la estimación y extrapolación de eventos extremos de precipitación a zonas sin información, no se justifica debido a que pueden conducir a errores importantes en la magnitud de los cuantiles estimados.

En tal sentido, se observa claramente la necesidad de emplear modelos regionales para la estimación de eventos extremos en la región hidrográfica del Titicaca. Cabe recalcar que la regionalización viene a ser una herramienta fundamental, posibilitando la obtención de manera rápida y sencilla variables de largo periodo como las precipitaciones que se requieren para la toma de decisiones en el dimensionamiento de estructuras hidráulicas.

1.3. OBJETIVOS

1.3.1. Objetivo general

Desarrollar modelos regionales de precipitaciones máximas diarias en la región hidrográfica del Titicaca.

1.3.2. Objetivos específicos

- Identificar regiones pluviométricas homogéneas en la región hidrográfica del Titicaca.
- Ajustar funciones de distribución teórica para las regiones pluviométricas homogéneas.
- Estimar cuantiles de frecuencia regional para cada región establecida como homogénea.

1.4. HIPÓTESIS

1.4.1. Hipótesis general

Los modelos regionales permiten estimar las precipitaciones máximas diarias en cualquier espacio de la región hidrográfica del Titicaca lado Peruano.

1.4.2. Hipótesis específicas

- Existen regiones pluviométricas homogéneas en la región hidrográfica del Titicaca lado Peruano.
- Existen funciones de distribución teórica que se ajustan a las regiones pluviométricas homogéneas.
- Los cuantiles de frecuencia regionales, permiten estimar las precipitaciones máximas diarias para diferentes periodos de retorno.

CAPÍTULO II

MARCO TEÓRICO

2.1. ANTECEDENTES

Los recientes avances en el análisis de frecuencia regional incluyen el uso de momentos-L junto con el método de la avenida índice, como los informes de Hosking y Wallis (1997). Esta metodología se ha aplicado con éxito en las inundaciones de modelado en una serie de estudios de caso de Estados Unidos (Vogel et al., 1993a), Australia (Pearson et al., 1991; Vogel et al., 1993b), Nueva Zelanda (Madsen et al., 1997), el Sur de África (Mkhandi y Kachroo, 1997) y Sudáfrica (Mkhandi, 1995).

El método de análisis regional de la avenida índice constituye una alternativa útil y toma en consideración las deficiencias de los métodos de análisis local, aumentando la longitud de los registros disponibles mediante la transferencia de información de las diferentes estaciones pluviométricas que componen una supuesta región homogénea (Rodríguez y Marreno de León, 2011). Cunnane (1988) y GREHYS (1996), en su investigación presentan comparaciones detalladas de las diversas metodologías de estimación para el análisis regional de frecuencias.

Un análisis regional de frecuencia exhaustivo, requiere de la identificación de regiones homogéneas y para ello Gottschalk (1985) aplica el

análisis de conglomerados y componentes principales, encontrando que el análisis de conglomerados es un método adecuado para su uso. El método es ampliamente utilizado para la clasificación de los diferentes datos climáticos e hidrológicos (Jackson y Weinand, 1995; Nathan y McMahon, 1990; Masoodian, 1998; Domroes et al., 1998). Zhang y Hall (2004), también recomiendan el empleo del método conglomerados de Ward para identificar regiones homogéneas.

El objetivo de la utilización de análisis de conglomerados con las variables hidrológicas son las observaciones de grupos o variables en grupos sobre la base de la gran similitud de características hidrológicas, como las propiedades geográficas, físicas, estadística o estocástica (Badreldin y Feng, 2012). Hosking y Wallis (1997) sugieren considerar para la formación de regiones homogéneas, características del sitio tales como la localización, la altitud, la precipitación, la estación en la que se producen los eventos máximos, etc.

GREHYS (1996) en su trabajo utiliza la técnica de momentos-L en todas las etapas de análisis regional incluyendo la delineación de región homogénea, identificación y prueba de distribución de frecuencias regionales y la estimación de cuantiles. La experiencia también muestra que, en comparación con momentos convencionales, momentos-L están menos sujetos a sesgo en la estimación (Vogel y Fennessey, 1993; Hosking y Wallis, 1997).

Parida y Moalafhi (2008) mencionan que al tener una región homogénea los parámetros de una función regional podrían ser transferidas a sitios

específicos sin información con confianza. Aunque las conclusiones obtenidas a través de este estudio se basa en los datos disponibles de más de 40 años, que sería bastante fiables debido a la eficacia de los métodos utilizados. No obstante Hosking y Wallis (1997) demostró que el método de momentos-L puede producir resultados muy fiables con tamaños de muestra pequeñas e incluso con valores atípicos.

Murray et al. (2001) indican que el uso de métodos gráficos con diagramas de relación momentos-L en el proceso de selección de distribución de datos regionales puede ser engañosa. La selección de distribución de datos homogéneos es mejor basado en el promedio de la muestra y no en una línea de mejor ajuste a través de los puntos de datos. Estos resultados destacan la importancia de utilizar las pruebas de heterogeneidad junto con diagramas de relación momentos-L.

2.2. MARCO CONCEPTUAL

2.2.1. Periodos de retorno

Según la OMM (2011), el periodo de retorno T de un nivel dado es el promedio del número de años en que se espera un único fenómeno igual o superior.

Escalante y Reyes (2002) definen como el número de años que transcurren en promedio para que un evento de magnitud dada x sea igualado o excedido por lo menos una vez ese periodo de tiempo.

Stedinger et al. (1993) definen el periodo de retorno T , como el intervalo promedio de tiempo en años, dentro del cual un evento de magnitud x puede ser igualado o excedido, por lo menos una vez en promedio. Así, si un evento igual o mayor a x , ocurre una vez en T años, su probabilidad de ocurrencia P , es igual a $1/T$, en T casos, es decir:

$$P(X \geq x) = \frac{1}{T} \quad \text{ó} \quad T = \frac{1}{P(X \geq x)} = \frac{1}{1 - P(X < x)} \quad (1)$$

Donde $P(X \geq x)$, es la probabilidad de ocurrencia de un evento mayor o igual a x y T es el periodo de retorno.

2.2.2. Análisis regional de frecuencia basado en momentos-L

El concepto de regionalización, introducido por Dalrymple (1960), toma espacio de tiempo mediante el uso de datos de las cercanías o sitios similares para estimar cuantiles de la variable subyacente en cada sitio en la región homogénea de consideración (Stedinger et al., 1993).

La metodología del análisis regional de frecuencias utilizando momentos-L (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 cuantilica, tal como lo ejemplifican Wallis et al. (2007).

La esencia del análisis regional de frecuencia 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).

2.2.2.1. Identificación de regiones homogéneas

Campos (2006) indica que el primer paso para realizar un análisis probabilístico regional consiste en definir la zona homogénea desde un punto de vista hidrometeorológico, para ello existen dos enfoques el cualitativo, basado en las características geográficas (clima, vegetación, geología, geomorfología, etc.) y el cuantitativo que utiliza pruebas estadísticas.

Para Rodríguez y Marreno de León (2011), la identificación de regiones homogéneas es normalmente la fase más difícil del análisis, ya que el criterio que se utiliza para la formación de regiones es que los lugares que la integran tengan idénticas distribuciones de frecuencias, exceptuando el factor de escala

local de cada sitio, que representa el valor medio de la variable analizada en el punto en cuestión.

Según Escalante y Reyes (2002) los criterios que se manejan para la identificación de las zonas homogéneas son cuatro. Estas técnicas no son excluyentes entre sí, sino que manejadas adecuadamente pueden ser complementarias y definir de manera más confiable la región homogénea. Los métodos son los siguientes: método geográfico, método de los trazos multidimensionales, método del coeficiente de variación y el método de la región de influencia.

Hosking y Wallis (1997) recomiendan que los procedimientos para la identificación de regiones homogéneas, basados en estadísticas de sitio, sean utilizados para conformar la delimitación realizada previamente con las características locales. Dentro de los métodos de estadísticas locales, los autores proponen un test estadístico, materializado por la medida de heterogeneidad y construido con base de los cocientes de momentos-L muestrales.

2.2.2.2. Momentos-L muestrales

Los momentos-L surgen de combinaciones lineales de los momentos ponderados probabilísticamente (MPP), introducidos por Greenwood et al. (1979) y constituyen un sistema alternativo al método tradicional de los momentos convencionales para describir las funciones de distribución. Los momentos ponderados probabilísticamente, de la variable aleatoria X con una función de distribución $F(X)$, quedan definidos por la expresión:

$$M_{p,k,s} = E(X^p \{F(X)\}^k \{1 - F(X)\}^s) \quad (2)$$

donde E indica el valor de la esperanza, siendo p, k y s números reales. Son particularmente útiles los casos en que $p=1$ con $k=0$, y $p=1$ con $s=0$, denotados como $\alpha_r = M_{1,0,r}$ y $\beta_r = M_{1,r,0}$, respectivamente, siendo $r = 0,1,2,\dots$

En forma general, los estimadores del MPP pueden ser descritos usando:

$$b_r = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n-r} \left[\frac{\binom{n-j}{r}}{\binom{n-1}{r}} \right] x_{(j)} \quad (3)$$

donde b_r es un estimador de β_r .

Específicamente:

$$b_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{j:n}, \quad (4)$$

$$b_1 = \sum_{i=1}^n \left[\frac{(n-j)}{n(n-1)} \right] x_{j:n}, \quad (5)$$

$$b_2 = \sum_{j=1}^{n-2} \left[\frac{(n-j)(n-j+1)}{n(n-1)(n-2)} \right] x_{j:n}, \quad (6)$$

$$b_3 = \sum_{j=1}^{n-3} \left[\frac{(n-j)(n-j-1)(n-j-2)}{n(n-1)(n-2)(n-3)} \right] x_{j:n}, \quad (7)$$

donde: x_j es el valor ordenadas de la precipitaciones desde el valor más alto al más pequeño.

Hosking y Wallis (1997) indican que los primeros cuatro momentos-L λ_i , se expresan en términos de las combinaciones lineales de los momentos de probabilidad ponderada expresados por

$$\lambda_1 = \alpha_0 = \beta_0 \quad (8)$$

$$\lambda_2 = \alpha_0 - 2\alpha_1 = 2\beta_1 - \beta_0 \quad (9)$$

$$\lambda_3 = \alpha_0 - 6\alpha_1 + 6\alpha_2 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \quad (10)$$

$$\lambda_4 = \alpha_0 - 12\alpha_1 + 30\alpha_2 - 20\alpha_3 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \quad (11)$$

El momento lineal de primer orden λ_1 es el parámetro de localización o media de la distribución; el de segundo orden λ_2 mide la escala de la distribución, indicando el grado de dispersión de los datos; el momento de tercer orden λ_3 hace referencia a su asimetría; y el de cuarto orden λ_4 indica la kurtosis (apuntamiento) de la distribución, expresados respectivamente como l_1, l_2, t, t_3 y t_4 cuando hacen referencia a los valores muestrales de las observaciones.

No obstante, para poder comparar diferentes estaciones resulta imprescindible definir los momentos lineales de forma adimensional. Por ello, se calculan los cocientes de momentos lineales, dividiendo aquellos de mayor orden por la medida de escala λ_2 (Hosking y Wallis, 1997):

$$\tau_r = \frac{\lambda_r}{\lambda_2}, r = 3, 4, \dots \quad (12)$$

y la muestra Cv-L por:

$$\tau = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \quad (13)$$

dando así una idea de la forma de la distribución con independencia de su escala de medida. Adquieren particular importancia los coeficientes de variación-L ($Cv-L$), asimetría ($Cs-L$) y curtosis ($Ck-L$):

$$L - Cv = \tau = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \quad (14)$$

$$L - asimetria = \tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} \quad (15)$$

$$L - curtosis = \tau_4 = \frac{\lambda_4}{\lambda_2} \quad (16)$$

Se puede afirmar que, conceptualmente, los momentos-L son semejantes a los momentos convencionales. Sin embargo, Hosking y Wallis (1997) constatan que son varias las ventajas de los primeros desde el punto de vista teórico: capacidad para caracterizar un mayor rango de funciones de distribución, mayor robustez en presencia de outliers y menor sensibilidad a la asimetría, entre otras.

2.2.2.3. Análisis regional de consistencia de datos

Además de las técnicas de uso común en los datos de hidrología para la consistencia, Hosking y Wallis (1997) sugieren la comparación entre los cocientes de la muestra de momentos-L calculado para los diferentes puestos de observación. Según estos autores, los cocientes de la muestra momentos-L son capaces de reflejar errores, puntos atípicos y finalmente, las heterogeneidades presentes en una serie de observaciones. Esto puede efectuarse por medio de una síntesis estadística, que es una medida de discordancia entre los cocientes de la muestra de momentos-L de un lugar

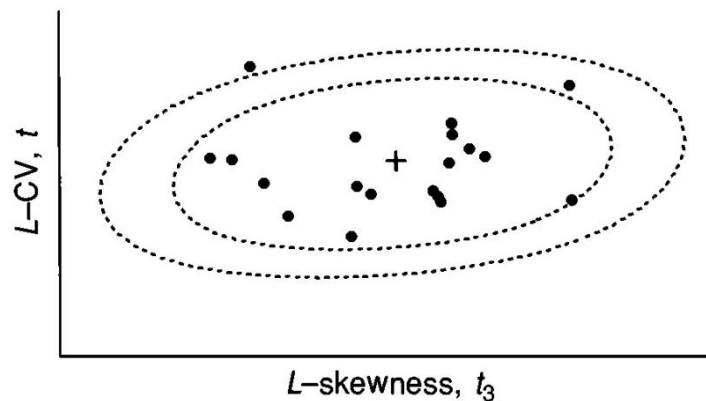
determinado y el promedio de las proporciones de momentos-L de los distintos puestos de la región.

2.2.2.4. Medida de discordancia

Hosking y Wallis (1997) indican que en un grupo de muestras, la medida de discordancia tiene por objetivo identificar aquellas que presentan características estadísticas muy discrepantes del grupo. La medida de discordancia se expresa como una estadística única involucrando las principales relaciones de momentos-L, el coeficiente de variación (Cv-L o τ), la asimetría-L (Cs-L o τ_3) y la curtosis-L (Ck-L o τ_4). En un espacio tridimensional de variación estas relaciones de momentos-L, la idea es señalar como discordantes las muestras cuyos valores $\{\hat{\tau}, \hat{\tau}_3, \hat{\tau}_4\}$, representados por un punto en el espacio, se alejan “demasiado” del núcleo de concentración de las muestras del grupo.

Para mejor visualización del significado de esta estadística, considere el plano definido por los límites de variación de las estimaciones del Cv-L y de Cs-L para diversos puntos de observación de una región geográfica (Figura 1). En esta figura, las medias grupales se encuentran en el punto marcado por el símbolo (+), en torno a la cual se construyen elipses concéntricas cuyos ejes mayores y menores son funciones de la matriz de covarianza muestral de las relaciones de momentos-L. Los puntos considerados discordantes son aquellos que se encuentran fuera del área definida por la elipse más externa.

FIGURA 1
DESCRIPCIÓN ESQUEMÁTICA DE LA MEDIDA DE DISCORDANCIA



Fuente: Hosking y Wallis (1997)

Las relaciones de momentos-L de un local i a saber, el Cv-L, Cs-L y Ck-L, son considerados como un punto en un espacio tridimensional. En términos formales, considere que u_i representa un vector (3x1) que contiene esos ratios de momentos-L, dado por:

$$u_i = (t^i t_3^i t_4^i)^T \tag{17}$$

donde t , t_3 y t_4 denotan Cv-L, Cs-L y Ck-L, respectivamente, y el símbolo T indica la transpuesta de la matriz. Sea \bar{u} un vector (3x1) que contiene la media grupal o regional de las relaciones de momentos-L, tomada como la media aritmética simple de u_i para todos los puntos estudiados, o sea

$$\bar{u} = \frac{\sum_{i=1}^N u_i}{N} (t^R t_3^R t_4^R)^T \tag{18}$$

donde N representa el número de puntos de observación del grupo o región R en cuestión. Dada la matriz de covarianza muestral S , definida por

$$S = (N - 1)^{-1} \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T \tag{19}$$

Hosking y Wallis (1997) definen la medida de discordancia D_i , para el sitio i por la expresión

$$D_i = \frac{N}{3(N-1)}(u_i - \bar{u})^T S^{-1} (u_i - \bar{u}) \tag{20}$$

Hosking y Wallis (1993) sugieren el valor límite $D_i = 3$ como criterio para decidir si la muestra es discordante de las características grupales. Por ejemplo, cuando cierta muestra produce $D_i \geq 3$, eso significa que puede contener errores sistemáticos, o mismos valores atípicos, que lo hacen discordantes.

Más adelante Hosking y Wallis (1997) presentaron nuevos valores críticos para D_i , para grupos con menos de 15 sitios de observación (Cuadro 1). El valor crítico para D_i en regiones con 15 o más estaciones es igual 3; las estaciones individuales que superen este umbral deben ser sometidas a un minucioso análisis de calidad en busca de las posibles causas que diferencien a éstas del resto del grupo.

CUADRO 1
VALORES CRÍTICOS DE LA MEDIDA DE DISCORDANCIA (D_i)

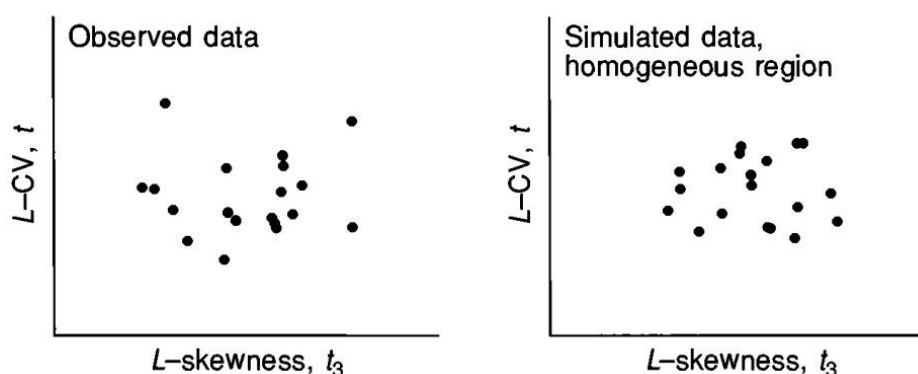
Nº de estaciones en la región	$D_{icritico}$	Nº de estaciones en la región	$D_{icritico}$
5	1.333	11	2.632
6	1.648	12	2.757
7	1.917	13	2.869
8	2.140	14	2.971
9	2.329	≥15	3
10	2.491		

Fuente: Hosking y Wallis (1997)

2.2.2.5. Prueba de heterogeneidad regional

Hosking y Wallis (1997), indica que se utiliza para estimar el grado de coherencia en un grupo de estaciones y evaluar cuándo éstas pueden ser tratadas en su conjunto como una región homogénea. En particular, la medida de heterogeneidad H , compara la variabilidad de los momentos-L muestrales del grupo de estaciones que conforman la región con la esperada, obtenida a partir del empleo de técnicas de simulación. Se puede visualizar el significado de la medida de heterogeneidad a través de diagrama de relaciones de momentos-L (Figura 2). En el ejemplo hipotético de la Figura 2 se muestran los gráficos de Cv-L y la Cs-L muestrales de datos observados y simulados a partir de muestras del mismo tamaño de las originales localizadas en una región homogénea. Hosking y Wallis (1997) recomiendan el empleo de la distribución Kappa de 4 parámetros.

FIGURA 2
DESCRIPCIÓN ESQUEMÁTICA DEL SIGNIFICADO DE HETEROGENEIDAD
REGIONAL



Fuente: Hosking y Wallis (1997)

Considere que una región dada contenga N puntos de observación, cada uno de ellos identificado por i , con muestras de tamaño n_i y relaciones de momentos-L muestrales representados por t^i, t_3^i y t_4^i . Considere también que t^R, t_3^R y t_4^R denotan respectivamente las medidas regionales de los cocientes Cv-L, Cs-L y Ck-L, ponderados de forma análoga.

Hosking y Wallis (1997) recomiendan que la medida de heterogeneidad, denotada por H , se base preferencialmente en el cálculo de la dispersión de t o Cv-L para las regiones propuestas y simulada. Inicialmente se efectúa el cálculo de la desviación estándar ponderada v de los Cv-L de las muestras observadas, por medio de la siguiente expresión:

$$V = \left[\frac{\sum_{i=1}^N n_i (t^i - t^R)^2}{\sum_{i=1}^N n_i} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (21)$$

Para la simulación de la región homogénea se utiliza la distribución Kappa de cuatro parámetros la cual es definida por los parámetros ξ, α, k y h e incluye como casos particulares, las distribuciones logística, generalizada de valores extremos y generalizada de Pareto, siendo por tanto teóricamente capaz de representar variables hidrológicas e hidrometeorológicas. Las funciones de densidad acumulada de probabilidades y de cuantiles de la distribución se muestran en el Cuadro 2.

Los parámetros de la población Kappa son estimados de modo a reproducir los cocientes de momentos-L regionales $\{t^R, t_3^R, t_4^R\}$. Con los

parámetros poblacionales, son simuladas N_{sim} regiones homogéneas, sin correlación cruzada y/o serial, conteniendo N muestras individuales, cada cual con n_i valores de variable normalizada. Entonces, las estadísticas $V_j (j=1,2,\dots,N_{sim})$ son calculadas para todas las simulaciones de regiones homogéneas, por medio de la ecuación 21. El número de simulaciones N_{sim} debe ser seleccionado de forma tal que las estimaciones de μ_v y σ_v resulten fiables, Hosking y Wallis (1997) consideran que un valor de $N_{sim} = 500$ es adecuado para obtener tales resultados.

La media aritmética de las estadísticas V_i calculadas para cada simulación, proporcionara la dispersión media esperada para la región homogénea, o sea

$$\mu_v = \frac{\sum_{j=1}^{N_{sim}} V_j}{N_{sim}} \quad (22)$$

La medida de heterogeneidad H establece una comparación entre la dispersión observada y la dispersión simulada y se deduce cómo:

$$H = \frac{(V - \mu_v)}{\sigma_v} \quad (23)$$

donde V es la estadística calculada utilizando los datos observados (dispersión observada) de la región supuestamente homogénea, μ_v es la media aritmética de las estadísticas V_i calculada para cada simulación y σ_v es

la desviación estándar entre los N_{sim} valores de la medida de dispersión V_i o sea

$$\sigma_v = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N_{sim}} (V_i - \mu_v)^2}{N_{sim} - 1}} \quad (24)$$

Hosking y Wallis (1997), proponen que una región compuesta por n estaciones puede ser considerada como “aceptablemente homogénea” si $H < 1$, “posiblemente heterogénea” si $1 \leq H < 2$, y “definitivamente heterogénea” si $H \geq 2$.

2.2.2.6. Selección de la distribución regional de frecuencia

Hosking y Wallis (1997) indican que los momentos-L están menos influenciados por los efectos de la variabilidad del muestreo que los momentos convencional, en algunos casos puede producir en los parámetros estimaciones más eficientes que otros métodos de estimación, tales como el método de máxima verosimilitud o el método del producto momentos convencional.

Hosking y Wallis (1997) muestran para cada una de las distribuciones señaladas aquí, le damos la forma de la función de densidad de probabilidad $f(x)$, la función de distribución acumulada $F(x)$, y la función cuantil $x(F)$, la expresión de los momentos-L en términos de los parámetros y para los parámetros en términos de los momentos-L (Cuadro 2). Las expresiones de los parámetros se utilizan para calcular las estimaciones por el método de momentos-L. Para el análisis regional de frecuencias, los autores justifican la elección entre las distribuciones GNO, GLO, GEV, PE3 y GPA que por el hecho

de poseer tres parámetros, facilita el ajuste al disponerse de observaciones de varias estaciones y de incluir entre sus casos particulares las distribuciones más empleadas en el estudio de variables ambientales.

CUADRO 2

FUNCIÓN DE DENSIDAD DE PROBABILIDAD (PDF), FUNCIÓN DE DISTRIBUCIÓN ACUMULADA (CDF), FUNCIÓN CUANTIL (QF) Y MOMENTOS-L PARA LAS DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS

Distrib.	Función de distribución de probabilidad $f(x)$	Función de distribución acumulada $F(x)$	Función cuantil $x(F)$	Momentos-L
GNO	$\frac{e^{-ky^2/2}}{\alpha\sqrt{2\pi}}$	$\Phi(y)$	No tiene forma analítica	$\lambda_1 = \xi + \alpha(1 - e^{k^2/2})/k$ $\lambda_2 = \frac{\alpha e^{k^2/2}}{k}(1 - 2\Phi(-k/\sqrt{2}))$ $\tau_3 \approx -k \frac{A_0 + A_1k^2 + A_2k^4 + A_3k^6}{1 + B_1k^2 + B_2k^4 + B_3k^6}$ $\tau_4 \approx \tau_4^0 + k^2 \frac{C_0 + C_1k^2 + C_2k^4 + C_3k^6}{1 + D_1k^2 + D_2k^4 + D_3k^6}$
GLO	$\frac{\alpha^{-1}e^{-(1-k)y}}{(1+e^{-y})^2}$	$\frac{1}{(1+e^{-y})}$	$\begin{cases} \xi + \alpha \left[1 - \frac{(1-F)/F^k}{(1-F)/F^k} \right] & k, k \neq 0 \\ \xi - \alpha \log \left(\frac{(1-F)/F^k}{(1-F)/F^k} \right) & k = 0 \end{cases}$	$\lambda_1 = \xi + \alpha(1/k - \pi / \text{sink}\pi)$ $\lambda_2 = \alpha k\pi / \text{sink}\pi$ $\tau_3 = -k$ $\tau_4 = (1 + 5k^2) / 6$
GEV	$\alpha^{-1}e^{-(1-k)y}$	e^{-y}	$\begin{cases} \xi + \alpha \left\{ -(-\log F)^k \right\} / k, k \neq 0 \\ \xi - \alpha \log(-\log F), k = 0 \end{cases}$	$\lambda_1 = \xi + \alpha(1 - \Gamma(1+k)) / k$ $\lambda_2 = \alpha(1 - 2^{-k})\Gamma(1+k) / k$ $\tau_3 = 2(1 - 3^{-k}) / (1 - 2^{-k}) - 3$ $\tau_4 = \frac{\xi(1 - 4^{-k}) - 10(1 - 3^{-k}) + 6(1 - 2^{-k})}{(1 - 2^{-k})}$
Kappa	$\alpha^{-1}[1 - k(x - \xi)/\alpha]^{1/k-1}[F(x)]^{1-h}$	$\{1 - h[1 - k(x - \xi)/\alpha]^{1/k}\}^{1/h}$	$\xi + \frac{\alpha}{k} \left[1 - \left(\frac{1 - F^h}{h} \right)^k \right]$	$\lambda_1 = \xi + \alpha\beta$ $\lambda_2 = \pi^{-1/2} \beta \Gamma(\alpha + \frac{1}{2}) / \Gamma(\alpha)$ $\tau_3 = 6I_{1/3}(\alpha, 2\alpha) - 3$ $\tau_4 \approx \frac{C_0 + C_1\alpha^{-1} + C_2\alpha^{-2} + C_3\alpha^{-3}}{1 + D_1\alpha^{-1} + D_2\alpha^{-2}}$
PE3	$\frac{(x - \xi)^{\alpha-1}e^{-(\alpha-\xi)/\beta}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)}$	$G\left(\alpha, \frac{x - \xi}{\beta}\right) / \Gamma(\alpha)$	No tiene forma analítica	$\lambda_1 = \xi + \alpha\beta$ $\lambda_2 = \pi^{-1/2} \beta \Gamma(\alpha + \frac{1}{2}) / \Gamma(\alpha)$ $\tau_3 = 6I_{1/3}(\alpha, 2\alpha) - 3$ $\tau_4 \approx \frac{C_0 + C_1\alpha^{-1} + C_2\alpha^{-2} + C_3\alpha^{-3}}{1 + D_1\alpha^{-1} + D_2\alpha^{-2}}$
GPA	$\alpha^{-1}e^{-(1-k)y}$	$1 - e^{-y}$	$\begin{cases} \xi + \alpha \left\{ 1 - (1 - F)^k \right\} / k, k \neq 0 \\ \xi - \alpha \log(1 - F), k = 0 \end{cases}$	$\lambda_1 = \xi + \alpha(1/k)$ $\lambda_2 = \alpha / \{(1+k)(2+k)\}$ $\tau_3 = (1-k) / (3+k)$ $\tau_4 = (1-k)(2-k) / \{(3+k)(4+k)\}$

Parámetros ξ (localización), α (escala), κ (forma), γ (forma), Φ es la función de distribución acumulada de una distribución normal, $A_n, B_n, C_n, D_n, n = 0, 1, \dots$ coeficientes de aproximación y Γ la función gamma (Fuente: Hosking y Wallis, 1997).

2.2.2.7. Medida de la bondad de ajuste

Según Naghettini y Pinto (2007) existen diversas pruebas de bondad de ajuste en una distribución de datos muestrales que son posibles de ser adaptados en el contexto del análisis regional de frecuencias. En ese contexto los siguientes ejemplos pueden ser citados: gráficos cuantil-cuantil, pruebas de chi-cuadrado, de Kolmogorov-Smirnov y Filliben.

Hosking y Wallis (1997) en el contexto del análisis regional de frecuencias, consideran como una prueba de bondad de ajuste las medias regionales de estadísticas de momentos-L, como por ejemplo Cs-L y Ck-L y las compara con las características teóricas de las diferentes distribuciones candidata.

La bondad de ajuste juzgará en qué medida los momentos-L Cs-L y Ck-L de la distribución seleccionada se ajustan bien al promedio regional de Cs-L y Ck-L de los datos observados. La medida de la bondad de ajuste para una distribución de tres parámetros propuesta por Hosking y Wallis (1993) se expresa como:

$$Z^{DIS} = \frac{(t_4^R - \tau_4^{DIS})}{\sigma_4} \quad (25)$$

Se considera que el ajuste de una determinada distribución es adecuado si el estadístico Z^{DIST} es suficientemente cercano a cero, por tanto el criterio $|Z^{DIST}| \leq 1.64$ corresponde entonces a la aceptación de la distribución a un nivel del 90% de confianza.

donde t_4^R es, curtosis-L promedio regional, τ_4^{DIS} curtosis-L de la distribución adaptada y σ_4 desviación estándar promedio regional.

2.2.2.8. Estimación de cuantiles regionales

Una de las metodologías para la estimación de cuantiles es la utilización del índice de avenida, introducido por Dalrymple (1960), dentro de un contexto de regionalización en el estudio de las avenidas.

Según Naghettini y Pinto (2007) se trata de un método para adimensionalizar cualquier dato obtenido en puntos distintos de una región considerada homogénea, con la finalidad de utilizarlos como un conjunto muestral único. A pesar de hacer referencia a las avenidas el método tiene uso consagrado en estudios de regionalización de frecuencia de cualquier tipo de variable.

Para Hosking y Wallis (1997) el principal supuesto de un procedimiento de variable de índice es que los sitios en una región homogénea tienen una frecuencia de distribución idéntica aparte de un factor de escala de sitio específico. La variable índice ha sido la media de los datos específicos del sitio. Por ejemplo, sean disponibles los datos de una región con N estaciones, cada estación i con un tamaño muestral n_i . Los datos observados en cada estación i son Q_{ij} , donde $j=1, \dots, i$. El principio en el que se basa el método establece que la función cuantil de la distribución de frecuencia de la estación i , es decir la función inversa de dicha distribución $Q_i(F)$ $0 < F < 1$, se define como:

$$Q_i(F) = \mu_i q_i(F), i = 1, \dots, N \quad (26)$$

donde, μ_i es el índice de avenida, este representa la media de la distribución de frecuencia en la estación i considerada y $q_i(F)$ es una función cuantil adimensional común a todas las estaciones de la región.

Las premisas inherentes para el método del índice de avenida son:

- a) Las observaciones de una estación están idénticamente distribuidas.
- b) Las observaciones en una estación son independientes.
- c) Las observaciones en diferentes estaciones son estadísticamente independientes.
- d) Las distribuciones de frecuencia en distintos sitios de una misma región son idénticas excepto por un factor de escala.
- e) La forma matemática de la curva regional de cuantiles adimensionalizados puede ser correctamente especificada.

Según Hosking y Wallis (1997) las premisas (a) y (b) son plausibles para diversos tipos de variables, principalmente aquellas relacionadas con máximos anuales. Entretanto es improbable que las tres últimas premisas puedan ser completamente verificadas por datos hidrológicos, meteorológicos o ambientales. Se sabe, por ejemplo que las precipitaciones frontales son eventos que afectan extensas áreas. Como esas áreas pueden contener varios puntos o estaciones de observación de la variable en cuestión y es probable que las muestras colectadas en distintos puntos presenten entre si una correlación significativa.

Por otro lado Hosking y Wallis (1997) indican que las estimaciones de los cuantiles se calculan para ciertas probabilidades de no excedencia. En la repetición m -ésima de la estación i , denótese la estimación del cuantil de probabilidad de no excedencia F como $\hat{Q}_i^{[m]}(F)$. Su error relativo es $\{\hat{Q}_i^{[m]}(F) - Q_i(F)\} / Q_i(F)$ y esta cantidad puede ser cuadrada y promediada sobre las M repeticiones para obtener el error cuadrático medio relativo RMSE de los estimadores. Para valores elevados de M , el RMSE es aproximado por

$$R_i(F) = \left[M^{-1} \sum_{m=1}^M \left\{ \frac{\hat{Q}_i^{[m]}(F) - Q_i(F)}{Q_i(F)} \right\}^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (27)$$

El resumen de la precisión de las estimaciones de los cuantiles a lo largo de todas las estaciones de la región viene dado por el valor medio regional del error cuadrático medio RMSE del cuantil estimado,

$$R^R(F) = N^{-1} \sum_{i=1}^N R_i(F) \quad (28)$$

Las cantidades $q_i(F)$ de la ecuación (26) se necesitan para la simulación de regiones heterogéneas, mientras que en las homogéneas cada $q_i(F)$ es igual a la curva regional de frecuencia $q_i(F)$. En la repetición m -ésima, denótesela curva regional estimada como $\hat{q}^{[m]}(F)$. Las medidas de precisión de las estimaciones de las curvas se definen también con las ecuaciones (27) y (28) reemplazando $Q_i(F)$ y $\hat{Q}_i^{[m]}(F)$ por $q_i(F)$ y $\hat{q}_i^{[m]}(F)$, respectivamente. Estas medidas son de especial interés para aquellas situaciones en las que únicamente interesa la estimación de las curvas de frecuencia, como ocurre cuando el índice de avenida se estima mediante métodos que no implican el empleo de datos locales.

Otros medidores útiles, particularmente cuando la distribución de las estimaciones es asimétrica, son los cuantiles empíricos de dicha distribución. Estos pueden ser obtenidos calculando el cociente entre los valores estimados y los verdaderos $\hat{Q}_i(F)/Q_i(F)$ en el caso de los cuantiles y $\hat{q}_i(F)/q_i(F)$ en las curvas, promediando dichos valores para todas las estaciones de la región y acumulando sobre las diferentes realizaciones un histograma de los valores que toma el cociente. Por ejemplo, para una probabilidad de no excedencia F puede determinarse que el 5% de los valores simulados de $\hat{Q}_i(F)/Q_i(F)$ se encuentra por debajo del valor $L_{0.05}(F)$, mientras que otro 5% queda por encima de $U_{0.05}(F)$; así, el 90% de la distribución de $\hat{Q}_i(F)/Q_i(F)$ se incluye en el intervalo:

$$L_{0.05}(F) \leq \frac{\hat{Q}(F)}{Q(F)} \leq U_{0.05}(F) \quad (29)$$

y Q expresado en términos de \hat{Q}

$$\frac{\hat{Q}(F)}{U_{0.05}(F)} \leq Q(F) \leq \frac{\hat{Q}(F)}{L_{0.05}(F)} \quad (30)$$

La expresión (30) adquiere forma de intervalo de confianza, pero solo puede ser interpretada como tal si la distribución de $\hat{Q}(F)/Q(F)$ es independiente de los parámetros implicados en la especificación del modelo que subyace en el método del índice de avenida; para el algoritmo regional de momentos-L, las medias locales de las observaciones y las relaciones medias regionales de momentos-L. Pese a que en la práctica esta independencia no se cumple, el intervalo constituye una buena indicación de la variación entre las cantidades estimadas y verdaderas.

Los límites $\hat{Q}(F)/U_{0.05}(F)$ y $\hat{Q}(F)/L_{0.05}(F)$ reciben el nombre de “límites de error al 90%” para $\hat{Q}(F)$ y pueden ser de gran utilidad en la cola inferior de la distribución. Si esta toma valores negativos, puede ocurrir que $L_{0.05}(F)$ sea muy pequeño o negativo, conduciendo a un límite superior demasiado elevado o incluso infinito. En estos casos el valor medio regional del error cuadrático medio $R^R(F)$ de las estimaciones, constituye una medida de precisión más eficiente. Hosking y Wallis (1997) recomiendan que el número de repeticiones de la simulación debe ser $M = 1,000$ o incluso $M = 10,000$ para un mayor rigor.

CAPÍTULO III

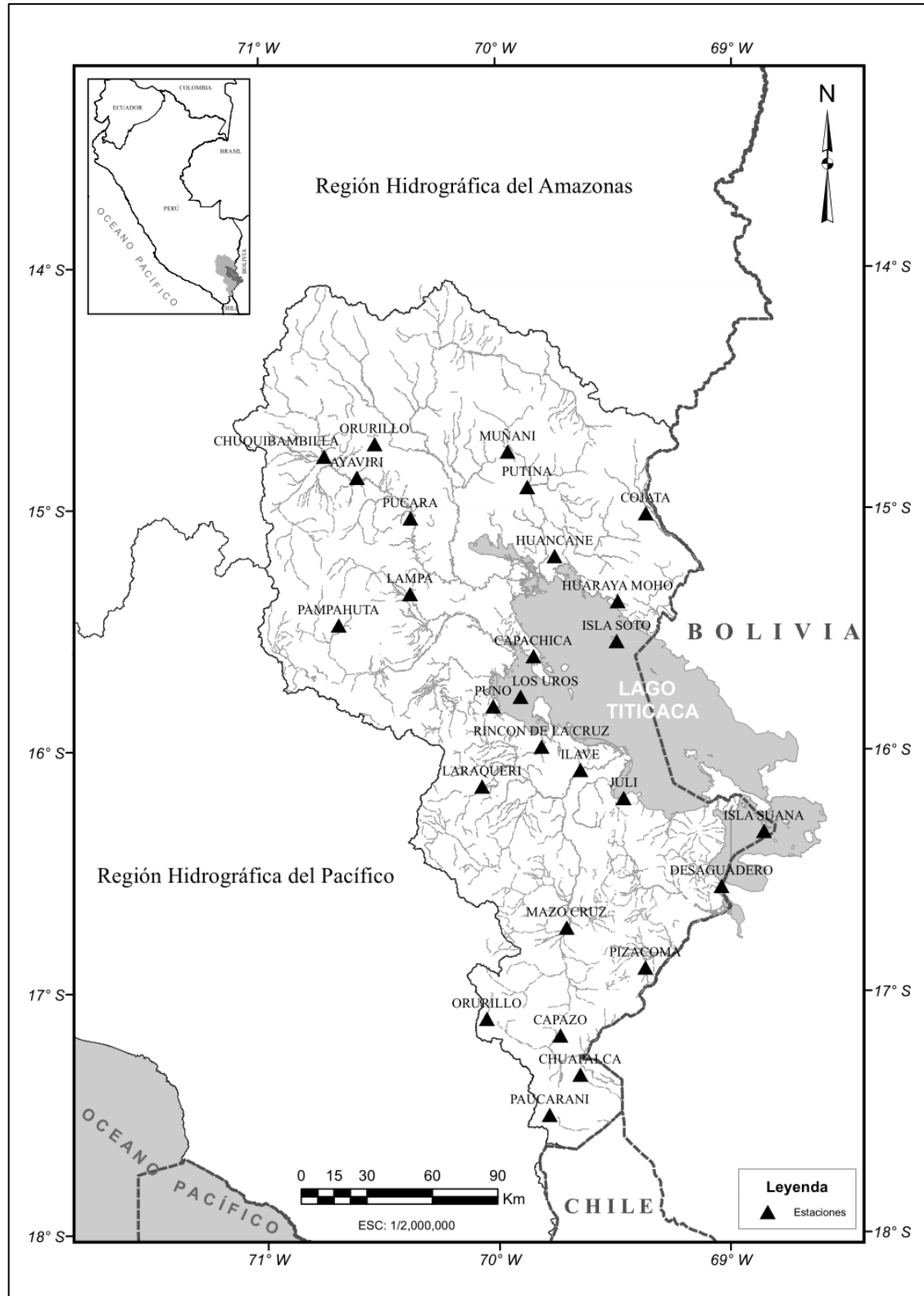
METODOLOGÍA

3.1. ÁMBITO DE ESTUDIO

La zona de estudio, se encuentra ubicada en la región hidrográfica del Titicaca lado Peruano, ubicada entre los Departamentos de Puno y Tacna. La superficie total es de 49,171.54 Km², el régimen hidrológico es pluvial, presentándose las mayores precipitaciones y descargas en los meses de diciembre a marzo y las temperaturas más bajas concentradas generalmente en los meses de junio y julio. Los límites hidrográficos según la metodología de delimitación y codificación de unidades hidrográficas de Otto Pfafstetter, definen por el norte y este con la región hidrográfica del Amazonas y por el oeste y sur con la región hidrográfica del Pacífico (Figura 3).

FIGURA 3

UBICACIÓN DEL ÁREA DE ESTUDIO Y ESTACIONES METEOROLÓGICAS DEL SERVICIO NACIONAL DE METEOROLOGÍA E HIDROLOGÍA



3.2. TIPO DE INVESTIGACIÓN

Es una investigación cuantitativa por que estudia el comportamiento de las precipitaciones máximas diarias, no experimental porque son fenómenos que no se pueden manipular y de corte longitudinal pretérito puesto que son fenómenos que han sucedido a través del tiempo.

3.3. POBLACIÓN Y MUESTRA

3.3.1. Población

Se consideró como población al conjunto de datos de las estaciones meteorológicas ubicadas en el ámbito de estudio.

3.3.2. Muestra

Se consideró como muestra a los datos de precipitación máxima diaria recopilados de cada estación meteorológica y considerada como muestreo aleatorio.

3.4. MATERIALES

3.4.1. Información Cartográfica

- Modelo de elevación digital global (Global Digital Elevation Model - DEM) que abarca el ámbito de estudio, creado a partir de imágenes captadas por el sensor Advanced Spaceborne Thermal Emission and Reflection Radiometer (ASTER), el cual se encuentra a bordo de la nave espacial TERRA, con resolución espacial de 30*30m de tamaño del pixel. La primera versión del mapa fue lanzado por la NASA (United States National Aeronautics and Space Administration) y el Ministerio de Economía, Comercio e Industria (METI) del Japón en el año 2009 y la versión significativamente mejorada es lanzada en octubre del 2011.

- Red de estaciones de observación del SENAMHI.

- Límite de las cuencas provenientes de la delimitación de unidades hidrográficas del Perú a escala 1/100,000 elaborado por la Autoridad Nacional del Agua en el año 2008, basado en la metodología de Otto Pfafstetter.

3.4.2. Información meteorológica

Información correspondiente a normales de precipitación total mensual y precipitación máxima diaria (Anexo 1) de 27 estaciones ubicadas dentro de la zona de estudio (Figura 3).

3.5. MÉTODOS POR OBJETIVOS ESPECÍFICOS

3.5.1. Identificación de regiones homogéneas

3.5.1.1. Método de conglomerado

La identificación de grupos de regiones homogéneas consistió en llevar a cabo el análisis de clúster utilizando datos de precipitación total promedio multimensual y coeficiente de variación, mediante el método de vinculación de Ward, medición de la distancia coeficiente de correlación y el tipo de escala basado en similitud. El análisis de conglomerados fue realizado con el paquete estadístico Minitab.

3.5.1.2. Método de momentos - L

a) Análisis de consistencia local

Las muestras de precipitaciones máximas diarias fueron sometidas a la prueba de independencia, homogeneidad e identificación de valores atípicos a

través de pruebas no paramétricas de Kendall, Mann-Kendall, Grubbs y Beck respectivamente, cuya aplicación se realizó con el software SEAF (Sistema Especialista de Análisis de Frecuencia), desarrollado por la Universidad Federal de Minas Gerais – Brasil. El criterio principal para seleccionar estas estaciones fue tener disponible como mínimo al menos 15 años de registro histórico, puesto que datos demasiado cortos pueden producir errores de estimación más grande del parámetro y cuantiles, lo cual eventualmente puede inducir a una elección equivocada (Oliveira y Naghettini, 2008).

b) Análisis de consistencia regional

La técnica utilizada fue a través de la medida de discordancia D_i el cual permite identificar aquellas estaciones que difieren significativamente del resto en términos de los coeficientes de variación-L, Sesgo-L y curtosis-L, Hosking y Wallis (1997) indican que una estación es declarada discordante sí $D_i \geq 3$.

c) Prueba de heterogeneidad regional

Seleccionado las regiones homogéneas mediante la técnica jerárquica, se procedió a utilizar la prueba de heterogeneidad con lo cual se declaró si las regiones son “aceptablemente homogénea” si $H < 1$, “posiblemente heterogénea” si $1 \leq H < 2$, y “definitivamente heterogénea” sí $H \geq 2$. El procedimiento se basa en los criterios planteados por Hosking y Wallis (1997).

3.5.2. Selección de la distribución regional de frecuencia

La función de distribución que mejor representen a cada región homogénea se consideró bajo los criterios de Hosking y Wallis (1997), el cual

supone que el ajuste es adecuado si el estadístico Z^{DIST} es suficientemente cercano a cero, siendo un valor razonable para este criterio $|Z^{DIST}| \leq 1.64$.

3.5.3. Estimación de cuantiles regionales

A partir de la distribución teórica seleccionada para cada región homogénea se estiman las precipitaciones máximas asociados a periodos de retorno de 2, 5, 10, 25, 50, 100, 500, y 1000 años cada uno de los cuales se dividen entre el índice de avenida (μ_i) considerado como valor medio según la (OMM, 2011).

CAPÍTULO IV

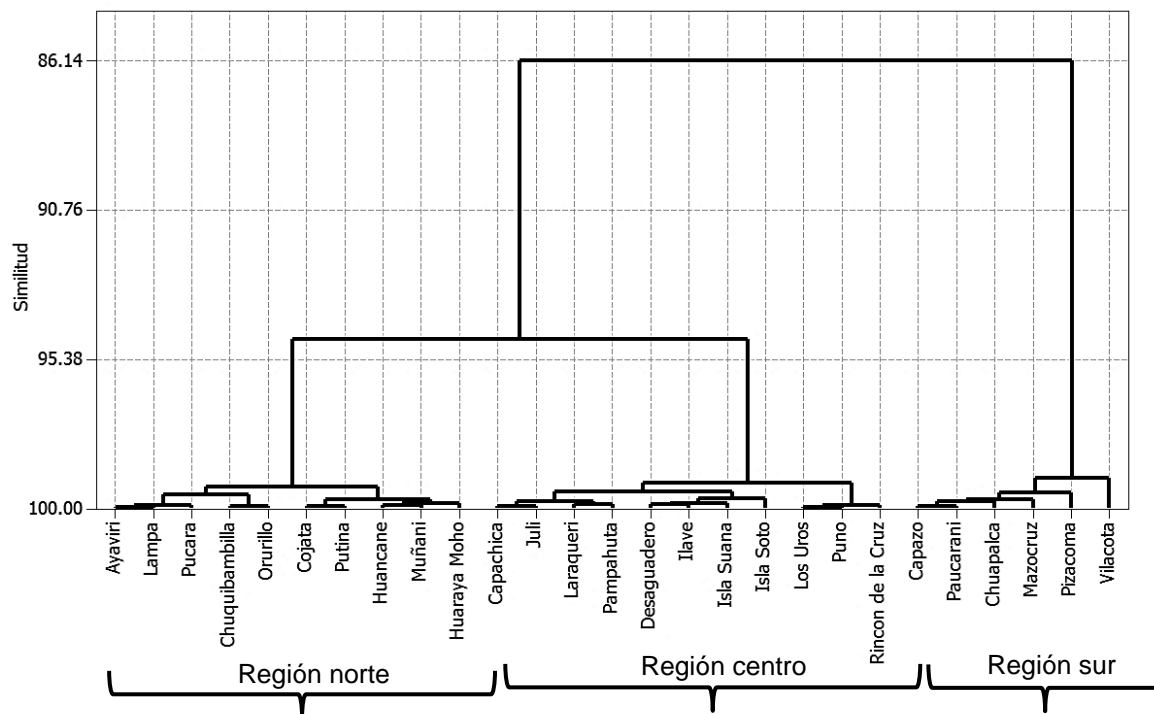
RESULTADOS Y DISCUSIONES

4.1. IDENTIFICACIÓN DE REGIONES HOMOGÉNEAS

4.1.2. Método de conglomerados

La Figura 4, muestra el resultado de la formación de 03 regiones homogéneas con un comportamiento similar en la variable de precipitación, las cuales son denominados región norte, conformado por las estaciones Ayaviri, Lampa, Pucara, Chuquibambilla, Orurillo, Cojata, Putina, Huancané, Muñani y Huaraya Moho, la región centro conformado por Capachica, Juli, los Uros, Puno, Rincón de la Cruz, Laraqueri, Pampahuta, Desaguadero, Ilave, Isla Suana e Isla Soto y la región sur, conformados por Capazo, Paucarani, Mazocruz, Chuapalca, Pizacoma y Vilacota. Los resultados de identificación de regiones homogéneas, son obtenidos a partir de las características estadísticas de tendencia central (media) y medidas de variabilidad (coeficiente de variación) estimados a partir de los datos de precipitación total promedio multimensual, apoyados en las recomendaciones de Gottschalk (1985); Jackson y Weinand (1995); Nathan y McMahon (1990); Hosking y Wallis (1997); Zhang y Hall (2004); Badreldin y Feng (2012).

FIGURA 4
DENDOGRAMA DE WARD, DISTANCIA DEL COEFICIENTE DE CORRELACIÓN



4.1.3. Método de momentos - L

4.1.3.1. Análisis de consistencia local

Las muestras utilizadas han pasado las pruebas de independencia de Kendall y homogeneidad de Mann-Kendall, resultando datos independientes (DI) y homogéneos (DH), con un nivel de confianza de 95% y nivel de significancia de 5% (Cuadro 3). En cuanto a la presencia de valores atípicos (Cuadro 4), la prueba de Grubbs y Beck han identificado la existencia de valores atípicos (HVA), sin embargo, no fueron retirados de la serie de valores máximos porque no se encontraron razones objetivas para descartarlos, esto está de acuerdo con las recomendaciones de Cunnane (1989) en el tratamiento de los valores atípicos de series máximos anuales.

CUADRO 3

PRUEBA DE SIGNIFICANCIA DE KENDALL, MANN-KENDALL, GRUBBS Y
BECK

Muestra	Kendall				Mann – Kendall		
	R	Z	Z y U	Alfa	Z < Z	U	U > U
Cojata	-0.120	1.193	1.96	0.05	DI	0.776	DH
Putina	0.112	1.154	1.96	0.05	DI	0.411	DH
Huancané	0.086	0.854	1.96	0.05	DI	1.759	DH
Muñani	-0.115	1.118	1.96	0.05	DI	0.303	DH
Huaraya Moho	-0.068	0.676	1.96	0.05	DI	1.138	DH
Pucara	-0.043	0.418	1.96	0.05	DI	0.716	DH
Chuquibambilla	-0.065	0.596	1.96	0.05	DI	0.272	DH
Orurillo	0.253	1.665	1.96	0.05	DI	0.645	DH
Ayaviri	0.135	1.198	1.96	0.05	DI	1.410	DH
Lampa	-0.083	0.805	1.96	0.05	DI	0.119	DH
Pampahuta	-0.005	0.041	1.96	0.05	DI	1.526	DH
Laraqueri	0.078	0.787	1.96	0.05	DI	0.52	DH
Capachica	0.007	0.056	1.96	0.05	DI	0.824	DH
Juli	-0.032	0.281	1.96	0.05	DI	0.520	DH
Los Uros	-0.092	0.831	1.96	0.05	DI	0.033	DH
Puno	0.185	1.871	1.96	0.05	DI	0.770	DH
Rincón de la Cruz	-0.069	0.494	1.96	0.05	DI	0.882	DH
Desaguadero	0.053	0.511	1.96	0.05	DI	1.944	DH
Ilave	-0.133	0.994	1.96	0.05	DI	0.642	DH
Isla Suana	-0.103	0.661	1.96	0.05	DI	0.496	DH
Isla Soto	-0.142	0.925	1.96	0.05	DI	0.943	DH
Capazo	0.070	0.665	1.96	0.05	DI	1.316	DH
Paucarani	-0.059	0.529	1.96	0.05	DI	0.423	DH
Mazocruz	-0.067	0.651	1.96	0.05	DI	0.018	DH
Chuapalca	0.167	1.489	1.96	0.05	DI	0.793	DH
Pizacoma	0.265	1.442	1.96	0.05	DI	0.000	DH
Vilacota	0.123	1.009	1.96	0.05	DI	0.284	DH

El Cuadro 4 muestra los resultados de las pruebas de Grubbs y Beck, lo cual se contrasta los valores máximos y mínimos de la serie con los umbrales altos (U_a) y bajos (U_b), no existiendo valores atípicos (NHVA) en la mayoría de estaciones debido a que los valores de la serie se encuentran dentro de los umbrales establecidos. En el Anexo 2 se visualiza las series de precipitación

máximas diarias graficado a partir de los datos de cada sitio, así mismo lo umbrales altos y bajos de las prueba de Grubbs y Beck para identificación de valores atípicos

CUADRO 4
PRUEBA DE GRUBBS Y BECK PARA IDENTIFICACIÓN DE VALORES
ATÍPICOS

Muestra	Grubbs y Beck (Ua)			Grubbs y Beck (Ub)		
	[Ua]	Max	Max<Ua	[Ub]	Min	Min>Ub
Cojata	61.3	61.1	NHVA	14.7	19.2	NHVA
Putina	64.2	52.2	NHVA	16.1	16.7	NHVA
Huancané	80.3	68.7	NHVA	17.6	20.6	NHVA
Muñani	50.7	45.4	NHVA	15.0	17.2	NHVA
Huaraya Moho	84.1	74.3	NHVA	21.1	25.0	NHVA
Pucara	73.6	76.4	HVA	15.8	20.4	NHVA
Chuquibambilla	65.0	59.2	NHVA	15.2	15.6	NHVA
Orurillo	58.0	55.1	NHVA	16.9	19.8	NHVA
Ayaviri	63.0	52.2	NHVA	15.1	16.0	NHVA
Lampa	67.8	64.0	NHVA	17.5	19.0	NHVA
Pampahuta	58.3	49.9	NHVA	20.8	22.9	NHVA
Laraqueri	65.5	54.8	NHVA	16.4	21.6	NHVA
Capachica	72.1	63.2	NHVA	16.7	22.3	NHVA
Juli	86.7	100.8	HVA	19.3	25.4	NHVA
Los Uros	63.2	57.1	NHVA	16.6	18.2	NHVA
Puno	76.7	78.2	HVA	17.4	23.6	NHVA
Rincón de la Cruz	55.2	51.0	NHVA	19.0	23.2	NHVA
Desaguadero	83.6	71.8	NHVA	20.8	25.0	NHVA
Ilave	52.5	46.0	NHVA	19.0	21.0	NHVA
Isla Suana	71.5	75.6	HVA	21.9	26.5	NHVA
Isla Soto	85.3	104.5	HVA	24.5	32.1	NHVA
Capazo	50.9	48.4	NHVA	12.9	16.0	NHVA
Paucarani	54.9	38.3	NHVA	9.1	8.5	HVA
Mazocruz	55.1	47.4	NHVA	12.9	13.4	NHVA
Chuapalca	50.0	54.0	HVA	13.8	16.3	NHVA
Pizacoma	64.2	61.2	NHVA	19.5	23.2	NHVA
Vilacota	59.1	41.2	NHVA	10.6	12.0	NHVA

4.1.3.2. Análisis de consistencia regional

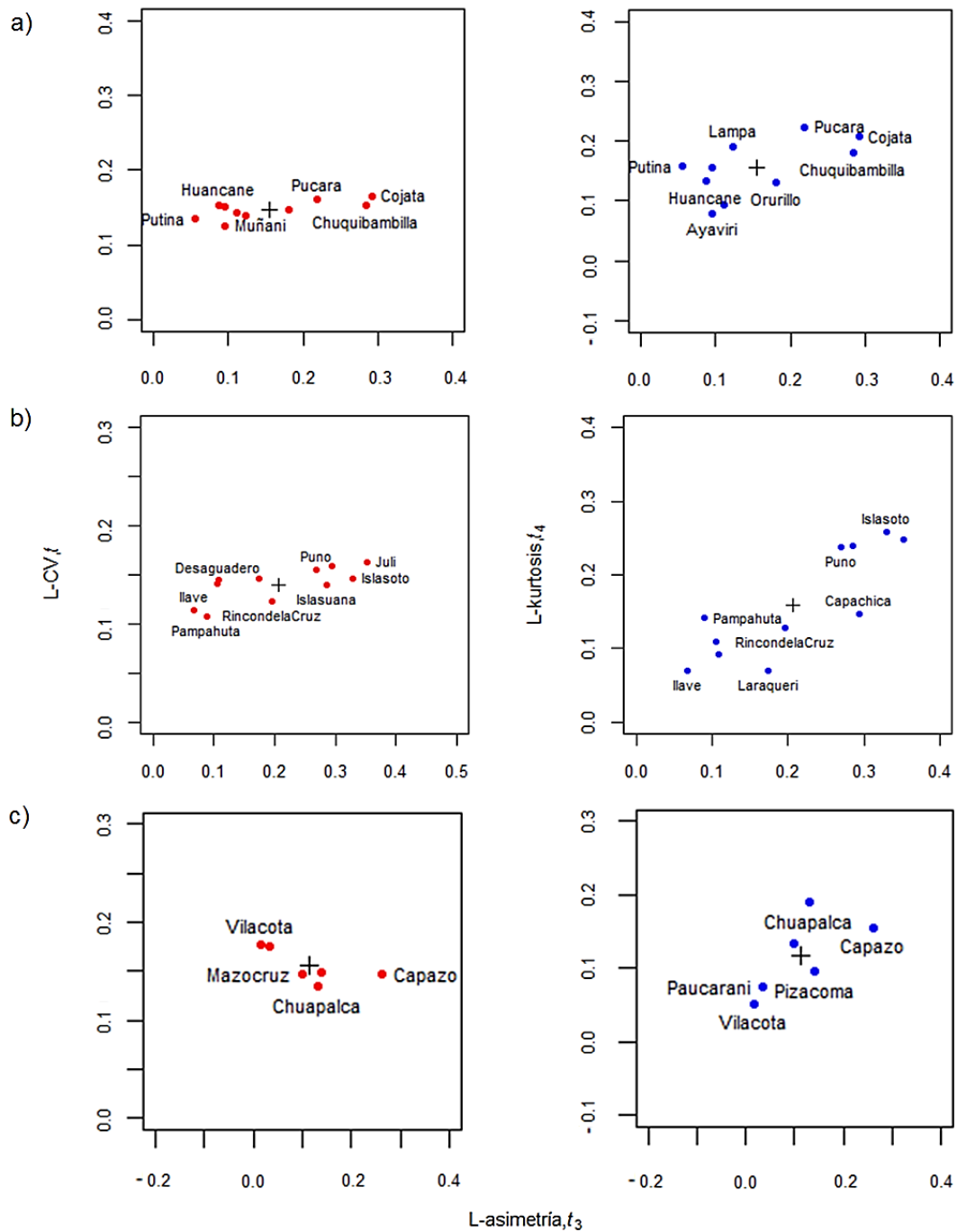
El siguiente análisis se basa en las regiones preliminares identificadas por el algoritmo de Ward, que son controlados por la medida de discordancia. La estimación de parámetros, de momentos-L, se desarrolla mediante el procedimiento de Hosking y Wallis (1997).

CUADRO 5
ESTADÍSTICAS DE COEFICIENTE DE VARIACIÓN-L, ASIMETRÍA-L Y
CURTOSIS-L

Región	Nº	Muestra	Tamaño de la muestra	Media [l ₁]	CV-L [t]	Asimetría-L [t ₃]	Curtosis-L [t ₄]
Norte	1	Ayaviri	40	31.9	0.1504	0.0943	0.0797
	2	Chuquibambilla	43	32.6	0.1534	0.2844	0.1806
	3	Cojata	50	31.8	0.1653	0.2913	0.2083
	4	Huancané	49	39.0	0.1526	0.0867	0.1343
	5	Huaraya Moho	49	43.4	0.1431	0.1107	0.0940
	6	Lampa	47	35.5	0.1387	0.1232	0.1918
	7	Muñani	47	28.2	0.1259	0.0959	0.1553
	8	Orurillo	24	32.2	0.1463	0.1801	0.1300
	9	Pucara	49	35.5	0.1604	0.2192	0.2240
	10	Putina	52	33.1	0.1346	0.0552	0.1584
Centro	1	Capachica	42	36.0	0.1594	0.2944	0.1475
	2	Desaguadero	47	43.0	0.1443	0.1086	0.0914
	3	Isla Soto	24	47.4	0.1466	0.3296	0.2582
	4	Isla Suana	24	40.8	0.1396	0.2850	0.2398
	5	Ilave	30	32.2	0.1143	0.0683	0.0692
	6	Juli	42	42.6	0.1631	0.3522	0.2477
	7	Laraqueri	51	33.8	0.1461	0.1743	0.0697
	8	Los Uros	42	33.4	0.1407	0.1054	0.1096
	9	Pampahuta	45	35.5	0.1070	0.0897	0.1414
	10	Puno	50	38.0	0.1555	0.2694	0.2378
	11	Rincón de la Cruz	29	33.1	0.1228	0.1960	0.1281
Sur	1	Capazo	46	26.4	0.1472	0.2620	0.1561
	2	Chuapalca	40	27.0	0.1351	0.1307	0.1907
	3	Mazocruz	48	27.6	0.1472	0.0999	0.1349
	4	Paucarani	41	23.6	0.1758	0.0345	0.0744
	5	Vilacota	35	26.2	0.1774	0.0165	0.0524
	6	Pizacoma	18	36.5	0.1491	0.1396	0.0957

FIGURA 5

RELACIONES DE MOMENTOS-L REGIÓN, A) NORTE, B) CENTRO Y C) SUR



El Cuadro 5 muestran las estadísticas de momentos-L (media, coeficiente de variación-L, asimetría-L y curtosis-L), mientras que en la Figura 5 se observa los diagramas de dispersión de las relaciones mencionadas,

deduciéndose que ninguna estación se encuentra alejada de manera significativa del promedio.

a) Medidas de discordancia

Del Cuadro 6, se deduce que para las regiones norte, centro y sur, según la cantidad de estaciones se tienen una discordancia crítica (D_c) igual a 2.49, 2.63 y 1.65 respectivamente, siendo para cada estación sus valores de discordancia inferiores a los umbrales críticos. Los resultados obtenidos son adecuados según lo descrito por Hosking y Wallis, 1997.

CUADRO 6
MEDIDA DE DISCORDANCIA

Nº	Norte: $D_c=2.49$		Centro: $D_c=2.63$		Sur: $D_c=1.65$	
	Muestra	D_i	Muestra	D_i	Muestra	D_i
1	Ayaviri	1.26	Capachica	1.18	Capazo	1.63
2	Chuquibambilla	1.27	Desaguadero	1.05	Chuapalca	1.24
3	Cojata	1.11	Isla Soto	0.76	Mazocruz	0.29
4	Huancané	1.07	Isla Suana	0.58	Paucarani	0.75
5	Huaraya Moho	0.69	Ilave	0.88	Vilacota	0.69
6	Lampa	0.66	Juli	0.79	Pizacoma	1.41
7	Muñani	1.42	Laraqueri	1.13	-	-
8	Orurillo	0.47	Los Uros	1.03	-	-
9	Pucara	1.22	Pampahuta	1.48	-	-
10	Putina	0.84	Puno	1.00	-	-
11	-	-	Rincón de la Cruz	1.12	-	-

4.1.3.3. Prueba de heterogeneidad regional

Se establecen tres regiones homogéneas, con valores H de -1.10 (norte), 0.14 (centro) y 0,10 (sur), los cuales satisfacen la condición de ‘aceptablemente homogénea’ ($H < 1$), es decir, las estaciones de cada grupo tienen distribuciones de frecuencia idénticas, aparte de un factor de escala específica. El Cuadro 7 muestra la prueba de heterogeneidad, cuyos resultados son aceptables según el criterio establecido por Hosking y Wallis, 1997. La

Figura 8 muestra la espacialización del grupo de regiones homogéneas en el ámbito de estudio.

CUADRO 7
PRUEBA DE HETEROGENEIDAD (H) PARA LAS REGIONES NORTE,
CENTRO Y SUR

Nº	Región	H
1	Norte	-1.10
2	Centro	0.14
3	Sur	0.10

4.2. SELECCIÓN DE LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DE FRECUENCIA

Se encontró una buena correspondencia entre los resultados de la prueba de bondad de ajuste y el diagrama de momentos-L, por tanto, se tiene para la región norte las distribuciones de GLO, GEV, GNO y PE3 como distribuciones regionales válidas y se rechaza la distribución GPA. En la región centro y sur, son aceptadas las distribuciones GEV, GNO y PE3, rechazando las distribuciones GLO y GPA (Cuadro 8 y Figura 6). Sin embargo, las distribuciones que pueden describir de manera razonable los datos observados de cada región homogénea, estaría dada por el menor valor de $|Z^{\text{DIST}}|$ tal como lo describen Hosking y Wallis (1997), entre ellos GEV, GNO y PE3, para las regiones norte, centro y sur respectivamente.

La Cuadro 8 muestra los valores del estadístico Z, donde los sombreados en color gris son las recomendadas para cada región, mientras que la Figura 6, el valor medio entre curtosis-L y asimetría-L estaría representada por el símbolo de un triángulo el cual sería la media regional.

Este criterio de selección son recomendados por Murray et al. (2001); Hosking y Wallis (1997).

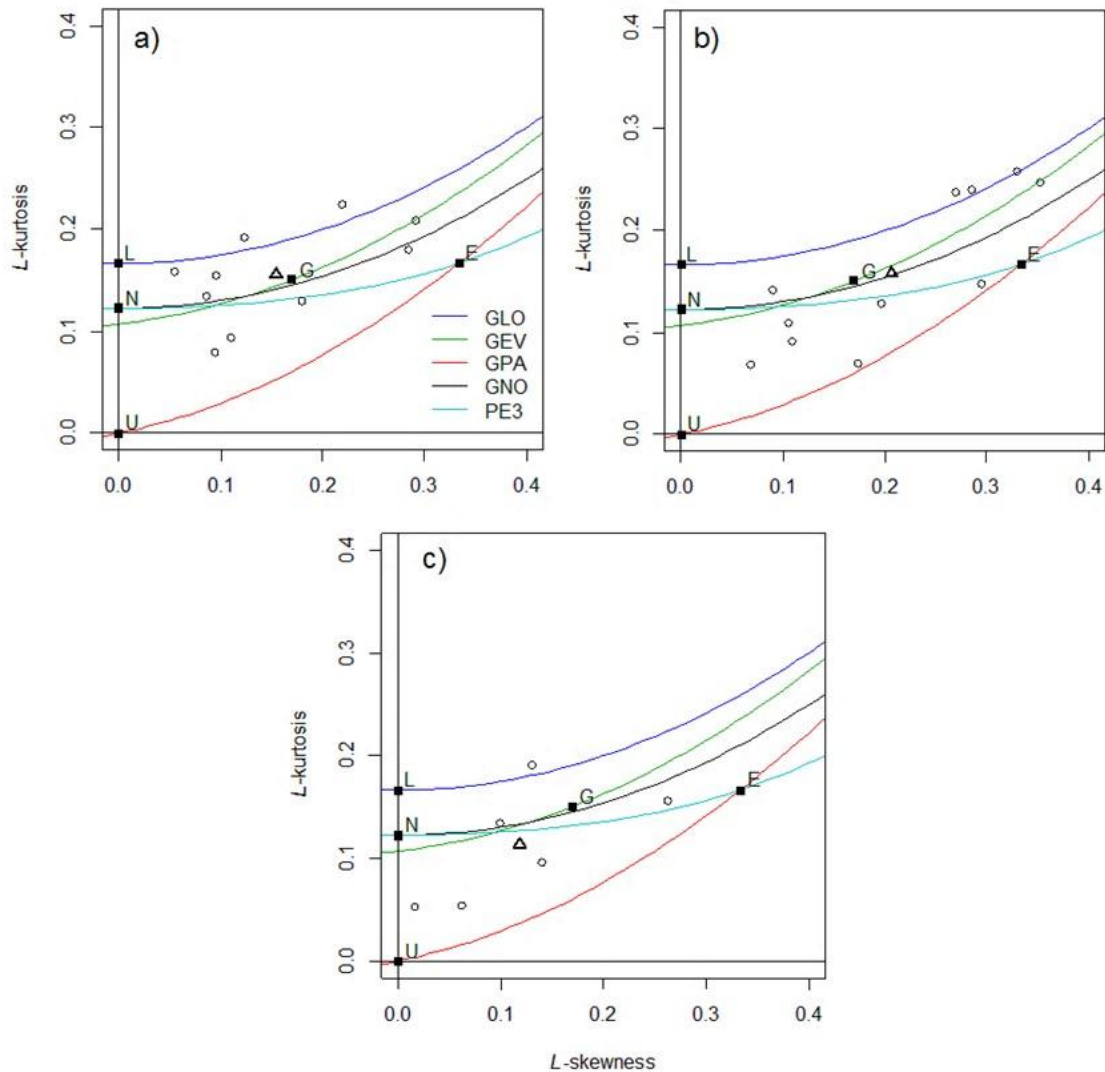
CUADRO 8

PRUEBA DE BONDAD DE AJUSTE ($|Z^{\text{DIST}}| \leq 1.64$)

Región	GLO	GEV	GNO	PE3	GPA
Norte	1.49	-0.85	-1.01	-1.61	-5.93
Centro	2.30	0.47	0.03	-0.88	-3.77
Sur	2.43	0.42	0.49	0.21	-3.73

FIGURA 6

DIAGRAMA DE RELACIÓN DE MOMENTOS-L PROMEDIO REGIONAL PARA LA SERIE DE PRECIPITACIONES MÁXIMAS DIARIAS, A) REGIÓN NORTE, B) REGIÓN CENTRO Y C) REGIÓN SUR



4.3. ESTIMACIÓN DE CUANTILES REGIONALES

Seleccionado la función de distribución para cada región homogénea, se estimaron los valores de precipitación para distintos períodos de retorno y dividiendo estos valores extremos entre el índice de avenida (μ_i) se estimaron los cuantiles regionales $q(F)$. El índice de avenida (μ_i) fue interpolado para

toda la región hidrográfica del Titicaca lado Peruano (Figura 8), lo cual al multiplicar con los cuantiles adimensionales mostrado en el Cuadro 9, 10 y 11, representa la proporción más probable de precipitación máxima en la región homogénea. El índice de avenida se consideró como el valor medio anual de las precipitaciones máximas diaria según recomendaciones de la OMM (2011) y estudios realizados por Hosking y Wallis (1997); Erro (2011); Parida y Moalafhi (2008); Badreldin y Feng (2012).

Los límites inferior ($U_{0.05}$) y superior ($L_{0.95}$), indican que los valores de precipitación máxima estarían dentro de esos intervalos de confianza denominados “límites de error al 90%” para los cuantiles regionales $q(F)$ (Cuadro 9, 10 y 11) y sus respectivas representaciones graficas en la Figura 7. En el Anexo 3, 4 y 5 se pueden visualizar los cuantiles locales y límites de confianza para diferentes periodos de retorno y por regiones homogéneas.

CUADRO 9
CUANTILES REGIONALES $q(F)$ Y LÍMITES DE CONFIANZA PARA
DIFERENTES PERIODOS DE RETORNO – REGIÓN NORTE

Probabilidad	Tr (años)	$q(F)$	RMSE	Límite $U_{0.05}$	Límite $L_{0.95}$
0.5	2	0.96	0.02	0.92	0.99
0.8	5	1.20	0.01	1.17	1.23
0.9	10	1.35	0.02	1.30	1.40
0.95	20	1.50	0.06	1.40	1.62
0.98	50	1.68	0.12	1.51	1.96
0.99	100	1.82	0.18	1.57	2.27
0.995	200	1.95	0.24	1.62	2.61
0.998	500	2.12	0.34	1.69	3.14
0.999	1000	2.25	0.43	1.72	3.60

CUADRO 10

CUANTILES REGIONALES $q(F)$ Y LÍMITES DE CONFIANZA PARA
DIFERENTES PERIODOS DE RETORNO – REGIÓN CENTRO

Probabilidad	Tr (años)	$q(F)$	RMSE	Límite $U_{0.05}$	Límite $L_{0.95}$
0.5	2	0.95	0.03	0.90	0.99
0.8	5	1.18	0.02	1.15	1.21
0.9	10	1.34	0.04	1.25	1.41
0.95	20	1.50	0.08	1.33	1.66
0.98	50	1.70	0.16	1.43	2.02
0.99	100	1.86	0.23	1.49	2.34
0.995	200	2.02	0.31	1.55	2.69
0.998	500	2.24	0.42	1.63	3.22
0.999	1000	2.41	0.52	1.68	3.67

CUADRO 11

CUANTILES REGIONALES $q(F)$ Y LÍMITES DE CONFIANZA PARA
DIFERENTES PERIODOS DE RETORNO – REGIÓN SUR

Probabilidad	Tr (años)	$q(F)$	RMSE	Límite $U_{0.05}$	Límite $L_{0.95}$
0.5	2	0.97	0.02	0.92	1.00
0.8	5	1.22	0.03	1.18	1.28
0.9	10	1.37	0.03	1.32	1.43
0.95	20	1.51	0.04	1.43	1.59
0.98	50	1.67	0.06	1.56	1.83
0.99	100	1.79	0.08	1.66	2.01
0.995	200	1.90	0.10	1.74	2.19
0.998	500	2.04	0.13	1.84	2.43
0.999	1000	2.15	0.15	1.91	2.62

FIGURA 7

CUANTILES REGIONALES ($q(F)$) Y LÍMITES DE CONFIANZA PARA DIFERENTES PERIODOS DE RETORNO, A) NORTE, B) CENTRO Y C) SUR

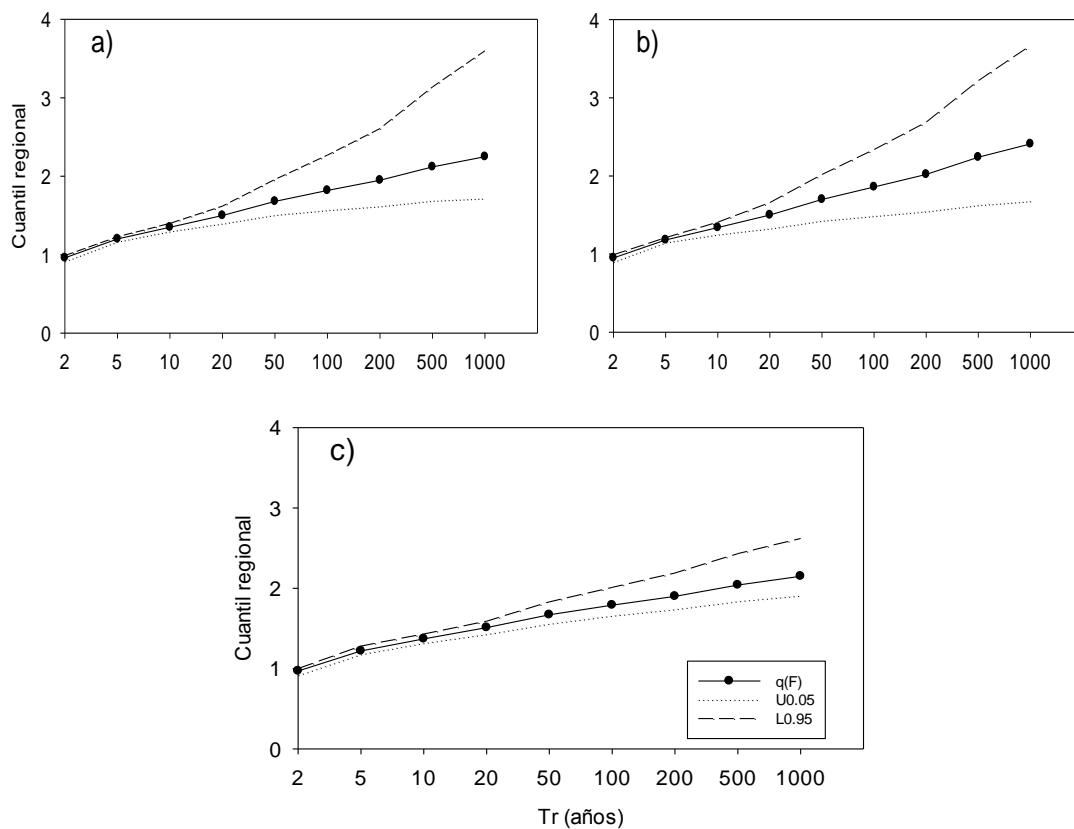
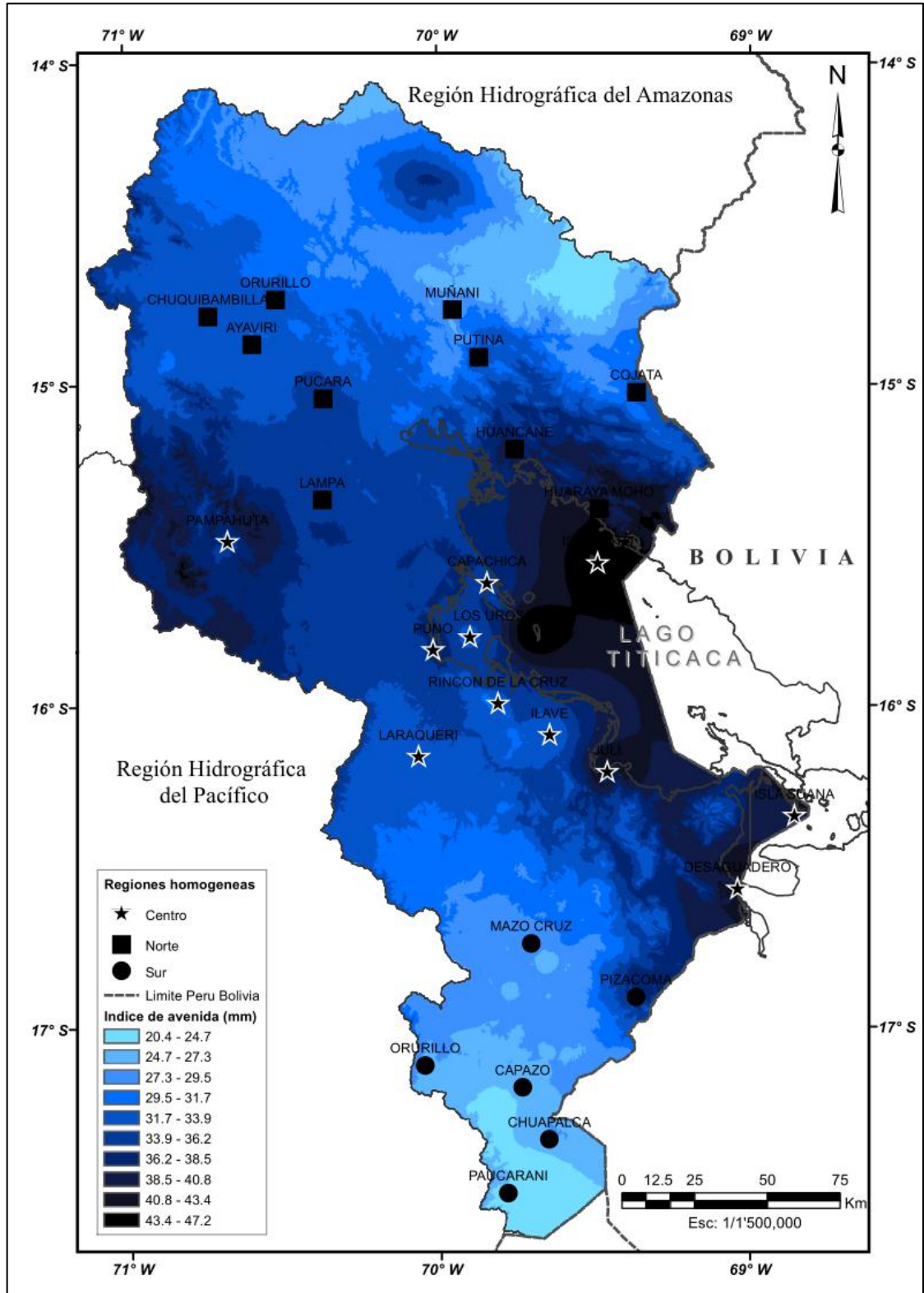


FIGURA 8

DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE REGIONES HOMOGÉNEAS E ÍNDICE DE AVENIDA (μ)



4.4. MODELOS REGIONALES

Se establecieron 09 modelos regionales basados en el índice de avenida (μ) asociados a diferentes periodos de retorno que serán de utilidad para estimar precipitaciones máximas en sitios sin información. El Cuadro 12 muestra los modelos regionales establecidos.

CUADRO 12
MODELOS REGIONALES ESTABLECIDOS PARA CADA REGIÓN
HOMOGÉNEA

Probabilidad	Tr. [años]	Modelos regionales		
		Región norte	Región centro	Región sur
0.5	2	$P_{Tr2años} = \mu \times 0.96$	$P_{Tr2años} = \mu \times 0.95$	$P_{Tr2años} = \mu \times 0.97$
0.8	5	$P_{Tr5años} = \mu \times 1.20$	$P_{Tr5años} = \mu \times 1.18$	$P_{Tr5años} = \mu \times 1.22$
0.9	10	$P_{Tr10años} = \mu \times 1.35$	$P_{Tr10años} = \mu \times 1.34$	$P_{Tr10años} = \mu \times 1.37$
0.95	20	$P_{Tr20años} = \mu \times 1.50$	$P_{Tr20años} = \mu \times 1.50$	$P_{Tr20años} = \mu \times 1.51$
0.98	50	$P_{Tr50años} = \mu \times 1.68$	$P_{Tr50años} = \mu \times 1.70$	$P_{Tr50años} = \mu \times 1.67$
0.99	100	$P_{Tr100años} = \mu \times 1.82$	$P_{Tr100años} = \mu \times 1.86$	$P_{Tr100años} = \mu \times 1.79$
0.995	200	$P_{Tr200años} = \mu \times 1.95$	$P_{Tr200años} = \mu \times 2.02$	$P_{Tr200años} = \mu \times 1.90$
0.998	500	$P_{Tr500años} = \mu \times 2.12$	$P_{Tr500años} = \mu \times 2.24$	$P_{Tr500años} = \mu \times 2.04$
0.999	1000	$P_{Tr1000años} = \mu \times 2.25$	$P_{Tr1000años} = \mu \times 2.41$	$P_{Tr1000años} = \mu \times 2.15$

CONCLUSIONES

Se constituyen 03 regiones homogéneas mediante los métodos de conglomerados y momentos-L, denominados región norte ($H=-1.10$) conformado por las estaciones Ayaviri, Lampa, Pucara, Chuquibambilla, Orurillo, Cojata, Putina, Huancané, Muñani y Huaraya Moho, la región centro ($H=0.14$) conformado por Capachica, Juli, los Uros, Puno, Rincón de la Cruz, Laraqueri, Pampahuta, Desaguadero, Ilave, Isla Suana e Isla Soto y la región sur ($H=0.10$), conformados por Capazo, Paucarani, Mazocruz, Chuapalca, Pizacoma y Vilacota.

Las funciones de distribución que mejor representan a las regiones norte, centro y sur son: generalizada de valores extremos (GEV: $Z^{\text{DIST}} = -0.85$), normal generalizada (GNO: $Z^{\text{DIST}} = 0.03$) y Pearson tipo 3 (PE3: $Z^{\text{DIST}} = 0.21$) respectivamente.

Mediante el análisis regional, se estimaron los cuantiles adimensionales y se establecieron 09 modelos regionales para las zonas norte, centro y sur del altiplano Peruano para periodos de retorno igual a 2, 5, 10, 20, 50, 100, 200, 500 y 1000 años. Los resultados serán de utilidad para estimar precipitaciones máximas diarias en sitios donde no se dispone de información dentro del área de estudio.

RECOMENDACIONES

Una recomendación práctica para entidades públicas y privadas que estén involucradas con el diseño de proyectos hidrológicos, la precipitación máxima para un determinado periodo de retorno en cualquier punto de interés se estima, una vez obtenido el valor promedio de la precipitación máxima (índice de avenida μ), multiplicando éste por el correspondiente cuantil regional adimensional $q(F)$, cuyo producto sería el insumo de entrada a modelos hidrológicos lluvia escorrentía como Hec-HMS, modelos de Bell, Dick y Peschke para estimar las curvas intensidad-duración-frecuencia y por ende la estimación de la avenida máxima de diseño para el dimensionamiento de estructuras hidráulicas.

El método del índice de avenida es aplicado ampliamente en la estimación de eventos hidrometeorológicos extremos para el diseño de proyectos hidrológicos lo cual en siguientes investigaciones se recomienda la aplicación de esta metodología en la regionalización de curvas Intensidad-Duración-Frecuencia de precipitaciones y así mismo a las descargas máximas instantáneas para el dimensionamiento hidráulico de estructuras.

BIBLIOGRAFÍA

- Badreldin, G. H., y Feng, P. (2012). Regional Rainfall Frequency Analysis for the Luanhe Basin by Using L-moments and Cluster Techniques. *APCBEE Procedia*, 1, 126-135.
- Campos, D. F. (2006). *Análisis Probabilístico Univariado de Datos Hidrológicos*. México: AMH, IMTA.
- Cunnane, C. (1988). Methods and merits of regional flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 100, 269–290.
- Cunnane, C. (1989). *Statistical distributions for flood frequency analysis*. Geneva, Switzerland: Secretariat of the World Meteorological Organization.
- Dalrymple, T. (1960). Flood frequency analysis. Water Supply Paper 1543-A, USGS. Washington. United States.
- Domroes, M., Kaviani, M., y Schaefer, D. (1998) An Analysis of Regional and Intra-annual Precipitation Variability over Iran using Multivariate Statistical Methods. *Theoretical and Applied Meteorology*, 61, 151-159.
- Erro, J. (2011). Análisis regional de las precipitaciones diarias extremas en la cuenca del río Arga con r. Tesis de Maestría. Universidad Pública de Navarra, España.

- Escalante, C. A., y Reyes, L. (2002). Técnicas Estadísticas en Hidrología. Facultad de Ingeniería, Universidad Nacional Autónoma de México, México.
- Gottschalk, L. (1985). Hydrological regionalization of Sweden. *Hydrology Science Journal*. 30, 65–83.
- Greenwood, J. A., Landwehr, J. M., Matalas, N. C., y Wallis, J. R. (1979). Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resources Research*, 15(5), 1049-1054.
- GREHYS (1996). Inter-comparison of regional flood frequency procedures for Canadian rivers. *Journal of Hydrology*, 186, 85-103.
- Hosking, J. R. M., y Wallis, J. R. (1993). Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resources Research*, 29(2), 271–281.
- Hosking, J. R. M., y Wallis, J. R. (1997). Regional Frequency Analysis: An Approach based on L-moments. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Jackson, I. J., y Weinand, H. (1995). Classification of tropical rainfall stations: a comparison of clustering techniques. *Journal Climatology*, 15(9), 985–994.
- Madsen, H., Pearson, C. P., y Rosbjerg, D. (1997). Comparison of annual maximum series and partial duration series methods for modeling extreme hydrologic events 2. Regional modeling. *Water Resources Research*, 33(4), 759-769.
- Masoodian, S. A. (1998). An analysis of Tempo-Spatial variation or precipitation in Iran. Ph.D.thesis in climatology, University of Isfahan, Iran.

- Mkhandi, S. (1995). Choosing a distribution for flood frequency analysis. 7th South African National. Hydrology Symposium.
- Mkhandi, S., y Kachroo, S. (1997). Regional flood frequency analysis for Southern Africa. Southern African FRIEND. Technical Documents in Hydrology.
- Murray, C. P., Wang, Q. J., Vogel, R. M. y McMahon, T. A. (2001). The utility of L-moment ratio diagrams for selecting a regional probability distribution. *Hydrological Sciences Journal des Sciences Hydrologiques*, 46(1), 147-155.
- Naghetini, M., y Pinto, E. J. A. (2007). Hidrologia Estadística. 1a ed. Belo Horizonte: CPRM–Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais – Superintendência Regional de Belo Horizonte.
- Nathan, R. J., y McMahon, T. A. (1990) Identification of homogeneous regions for the purpose of regionalization. *Journal of Hydrology*, 121, 217-238.
- Oliveira, C. M., y Naghetini, M. (2008). SEAF – A prototype of an expert system for at-site frequency analysis of hydrological annual máxima. *Avances en Recursos Hidráulicos*, 18, 37-56.
- OMM (2011). Guía de prácticas hidrológicas, gestión de recursos hídricos y aplicación de prácticas hidrológicas. Volumen II.
- Parida, B. P., y Moalafhi, D. B. (2008). Regional rainfall frequency analysis for Botswana using L-Moments and radial basis function network. *Physics and Chemistry of the Earth*, 33, 614–620.
- Pearson, C. P., Mckerchar, A. I., y Woods, R. A. (1991). Regional flood frequency analysis of western Australian data using L-moments. *International Hydrology and Water Resources Symposium*, 631-632.

- Rodríguez, Y. L., y Marrero de León, N. V. (2011). Análisis regional de series de lluvias máximas. *Ingeniería Hidráulica y Ambiental*, XXXII(2), 34-45.
- Stedinger, J., Vogel, R., y Foufoula-Georgiou, E. (1993). Frequency analysis of extreme events. In: Maidment, D. (ed). *Handbook of hydrology*. New York. McGraw-Hill.
- Vogel, R. M., y Fennessey, N. M. (1993). L-moment diagrams should replace product moment diagrams. *Water Resources*, 29(6), 1745–1752.
- Vogel, R. M., Thomas, W. O., y McMahon, T. A. (1993a). Flood-flow frequency model selection in southwestern United States. *Journal of Water Resources Planning and Management*. 119(3), 353-366.
- Vogel, R. M., McMahon, T. A., y Chiew, F. H. S. (1993b). Flood-flow frequency model selection in Australia. *Journal of Hydrology*, 146, 421-449.
- Wallis, J., Schaefer, M., Barker, B., y Taylor, G. (2007). Regional precipitation-frequency analysis and spatial mapping for 24-hour and 2-hour durations for Washington States. *Hydrology and Earth System Sciences*, 11(1), 415-442.
- Zhang, J., y Hall, M. J. (2004). Regional flood frequency analysis for the Gan-Ming River basin in China. *Journal of Hydrology*, 296, 98–117.



ANEXOS

ANEXO 1

SERIES HISTÓRICA DE PRECIPITACIÓN MÁXIMA DIARIA ESTACIONES
METEOROLÓGICAS 1956 – 2014

Año	Cojata	Putina	Huancane	Muñani	Huaraya Moho	Pucara	Chuquibambilla	Orurillo	Ayaviri
1956									
1957					50.0				
1958									
1959									
1960		32.0							
1961		48.0			40.0				
1962	25.0	20.0			59.8				
1963	31.0				45.5				
1964	44.1	18.0	48.0			20.6			
1965		28.9	35.0	30.2		37.8			38.5
1966	38.0	36.7	49.0		56.2	32.2			25.5
1967	27.9		54.2	45.4		34.1		25.8	27.0
1968	26.4	35.0	35.4	27.3		25.9		27.5	23.5
1969	22.3	43.0	31.2	26.2	41.2			30.1	27.7
1970			47.5	35.2	31.3	29.8	29.3	39.3	23.0
1971		43.8	44.0	31.0	42.5	34.5	32.4	55.1	29.2
1972	48.4	30.0	35.0	17.2	45.0	29.4	27.1	48.1	26.2
1973	22.0	43.4	39.5	24.2	36.5	37.9	37.1	31.5	22.9
1974	25.0	30.9		23.2	55.4	26.9	57.6	34.3	22.8
1975	34.6	16.7	36.0	18.8	31.7	39.3	29.3	25.3	
1976	23.0	28.4	21.0		50.5	37.6	24.7	23.4	25.0
1977	37.0	43.2	34.1	30.4	33.1	43.7	25.3	33.0	16.0
1978	33.4	32.7	45.2	41.8	55.4	38.6	43.7	34.9	
1979	24.8	35.7	36.8	29.7	54.7	33.5	29.7	22.5	
1980	29.6	24.5	32.4	25.8	31.6	25.5	26.9	26.4	
1981	35.0	52.2	42.2		42.6	37.3	46.6	31.5	
1982	33.1	38.3	38.2	27.5	39.0	40.7	26.0	41.3	
1983	34.0	32.0	21.2	17.6	26.6	23.9	15.6	35.5	33.5
1984	29.0	33.4	46.6	40.4	62.0	43.4		38.4	50.3
1985	68.9	36.3	42.2	23.6	51.6	28.7	25.5	37.6	
1986	31.0	30.2	39.4	27.6	37.8	27.6	26.8	24.7	
1987	35.1	33.2	58.0	24.3	38.0	33.8	35.8	24.8	33.4
1988	38.6	25.8	52.4	27.7	63.2	36.0	31.3	36.6	36.2
1989	24.8	21.2	35.2	26.6	31.4	33.1	27.0	26.5	26.0
1990	25.0	26.7	23.8	31.0	26.4	33.4	27.4		40.2
1991	26.7	33.0	58.0	28.3	45.2	33.1		19.8	52.2
1992	55.5	26.0	48.5	31.0	51.0	29.4	35.7		20.8
1993	23.7	36.4	34.2	20.8	45.3		38.3		33.5
1994	34.0	28.0	68.7	24.5	41.5	35.9	35.0		35.5
1995	27.5	32.0	35.0	26.0	33.4	26.0	24.4		26.0
1996	20.2	46.1	51.6	24.2	38.7	46.6	24.2		31.6
1997	45.4	46.5	38.6	38.2	48.7	32.4	36.2		
1998	22.1	44.5	54.5	21.8	34.5	37.0	28.0		43.2
1999	32.5	31.6	45.0	30.2	50.5	22.6	26.5		34.7
2000	21.6	37.7	28.4	20.7	39.5	28.6	22.3		43.4
2001	28.1	36.5	29.7	32.7	62.0	68.0	52.7		25.8
2002	34.4	29.0	32.0	20.4	43.8	40.2	25.3		32.0
2003	61.1	43.5	39.2	29.6	74.3	40.5	47.8		41.7
2004	30.6	37.9	35.9	32.2	52.4	76.4	41.6		
2005	19.2	26.2	26.4	30.1	35.8	55.6	34.1		34.5
2006	40.9	29.8	31.6	29.2	34.8	47.8	38.8		38.5
2007	29.6	20.5	34.6	22.2		25.7	27.9		32.9
2008	22.6	30.8	43.9	33.4	34.5	23.0	36.2		37.9
2009	25.0	24.9	25.3	20.0	38.6	45.0	26.6		39.5
2010	35.6	33.4	20.6	25.0		24.0	59.2		33.3
2011	32.4	30.5	32.2	35.8	29.5	20.4	24.6		42.7
2012	25.0	29.9	27.4	37.9	51.6	49.2	31.0		22.8
2013	22.0	32.0	44.1	27.1	38.9	35.0	31.5		20.1
2014	29.4	34.2		32.3	25.0	31.6	26.9		25.9

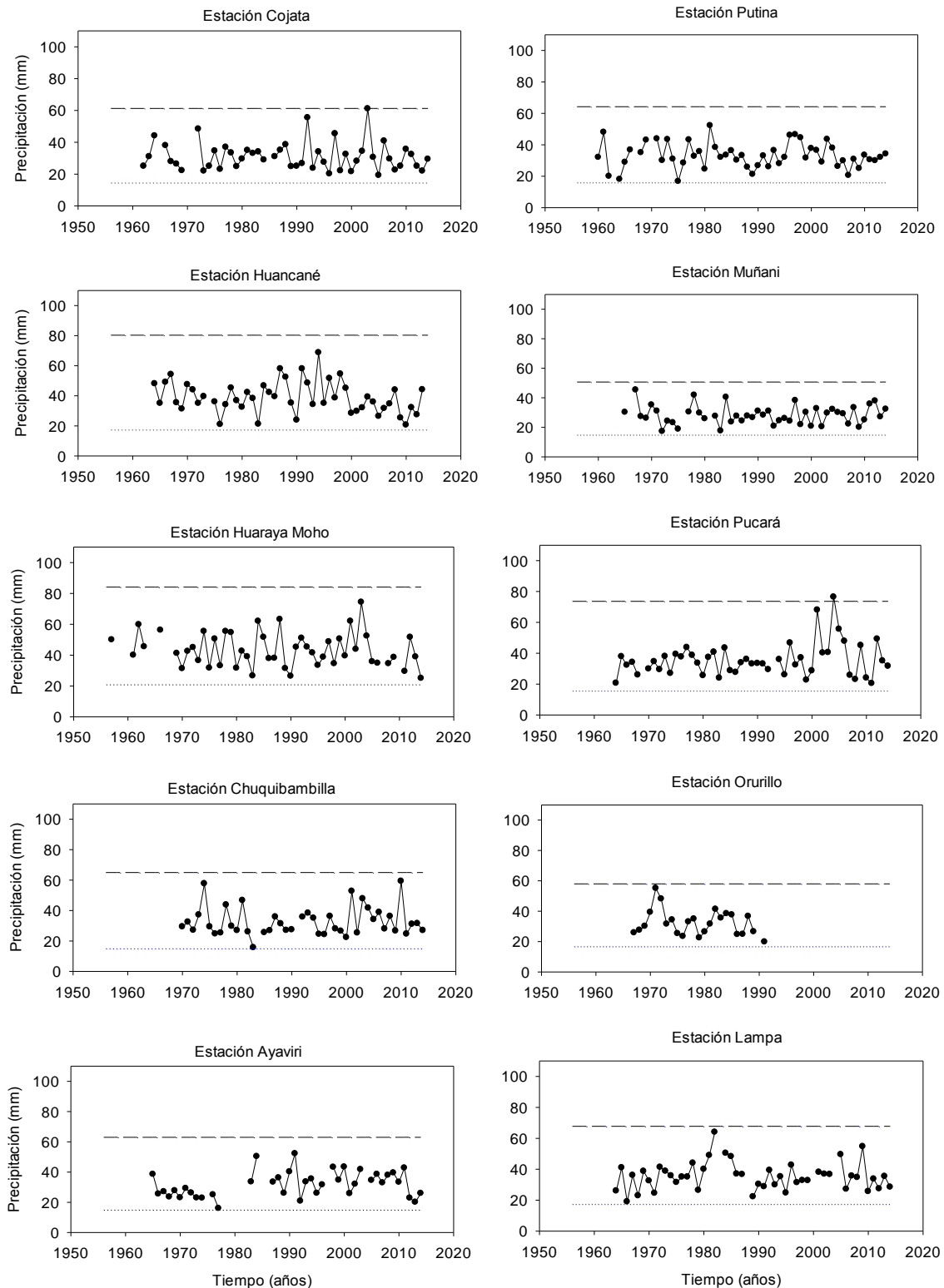
Año	Lampa	Pampahuta	Laraqueri	Capachica	Juli	Los Uros	Puno	Rincon de la Cruz	Desaguadero
1956									
1957					31.2				35.0
1958									
1959									
1960									
1961			36.5	35.0					
1962				58.2					27.5
1963			37.5	24.7					
1964	26.0			63.2					
1965	41.0		39.6	52.8			34.3		
1966	19.0		37.0		29.2		49.5		
1967	36.1		30.3			32.3	33.6		
1968	22.9		27.2		49.8	21.3	28.0		
1969	38.7	45.7	21.6		33.2	25.3	29.9		
1970	32.5	33.3	28.4	22.3	32.6	40.0	31.7		34.1
1971	24.5	33.6	31.8	29.9	48.0	40.0	45.2		25.8
1972	41.3	35.4	27.6	35.4		38.0	36.8		45.6
1973	38.8	31.4	25.2	28.9		23.6	41.0		50.5
1974	35.8	33.1	45.3	30.9	71.9	43.4	40.2		34.2
1975	31.5	26.2	30.0	40.6	66.1	31.6	33.7		44.2
1976	35.0	35.2	28.7	26.5	44.2	42.5	33.4		43.3
1977	35.0	27.0	25.9	40.0	46.3	27.2	36.9		37.0
1978	44.0		30.3	29.5	37.4	37.2	34.5		34.0
1979	26.4	31.8	45.3		34.8	28.4	26.4		37.8
1980	40.0	36.5	24.4		63.7		25.0		34.3
1981	49.0	45.3	29.8				27.6		49.0
1982	64.0	22.9	23.7				51.8		61.3
1983		30.4	30.4			28.1	38.6		30.9
1984	50.4	43.6	37.7			36.4	71.6		44.5
1985	48.3	32.6	44.6			32.5	48.5	41.8	58.7
1986	37.0	35.7	42.2	28.4	43.7	57.1	38.7	27.0	50.7
1987	36.6	25.2	29.3	32.4	47.3	18.2	55.7	30.1	40.0
1988		32.4	24.3	27.0		42.2	31.4	24.4	55.2
1989	22.2	34.3	53.5		36.4	35.0	24.5	28.3	38.7
1990	30.3	27.1	26.4	31.0	32.4	29.5	23.6	30.3	51.2
1991	28.8	32.1	24.8	38.0	37.2	26.7	24.2	26.5	25.3
1992	39.3	36.6	24.5	50.0	35.2	30.7	35.8	35.5	31.0
1993	29.9	36.3	39.9	52.0	34.1	40.1	46.1	24.8	38.9
1994	35.2	37.3	44.1	49.0	44.6	33.6	29.9	51.0	34.5
1995	24.7	25.4	38.7	33.4	25.4	28.2	25.4	36.5	39.1
1996	42.7	39.8	41.8	51.0	42.0	32.9	36.9	25.0	37.7
1997	31.4	42.3	49.5	37.3	42.5	24.2	32.4	40.2	49.2
1998	32.8	38.0	33.8	41.0	30.1	26.2	42.9	40.3	25.0
1999	32.7	38.6	24.2	32.9	45.6	46.0	38.2	37.0	51.0
2000		34.4	35.6	25.6	30.6	24.8	31.6	30.8	42.7
2001	38.1	49.9	51.6	45.6	38.4	34.9	39.4	30.8	58.6
2002	36.9	47.9	22.0	30.5	67.4	50.0	36.1	33.2	71.8
2003	36.7	36.4		35.3	32.7	37.0	35.6	26.1	43.0
2004		40.0	28.8	29.2	37.5	31.0	30.4	28.7	35.1
2005	49.6	43.3	54.8	27.0	33.4	25.0	30.1	23.2	60.4
2006	27.1	33.1	36.7	27.6	100.8	26.3	40.9	46.0	57.4
2007	35.6	33.0	35.6	31.2	41.5	34.4	67.2	32.8	48.4
2008	34.7	38.6	22.5	33.4	37.5	22.0	38.5	33.0	31.6
2009	54.7	26.3	29.4	22.4	37.5		40.2	48.2	60.9
2010	25.6	32.7	25.7	28.4	33.6		78.2	27.4	45.2
2011	33.7	31.1	33.8	30.5	43.5		28.2	34.8	36.3
2012	27.4	49.9	45.8	29.8	50.6	33.2	44.4		39.7
2013	35.4	29.0	32.2	62.2	30.5	44.1	41.0	34.2	53.7
2014	28.5	44.8	32.3	31.6	37.2	40.6	31.8	32.8	39.0

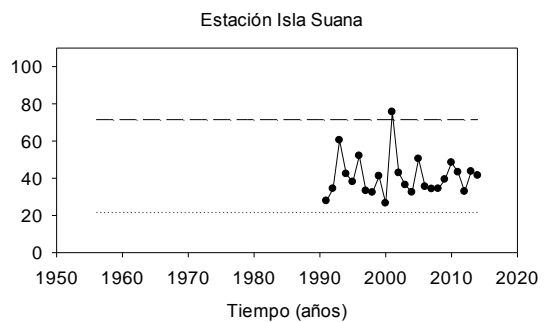
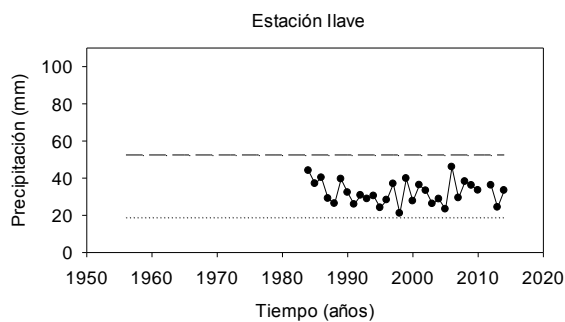
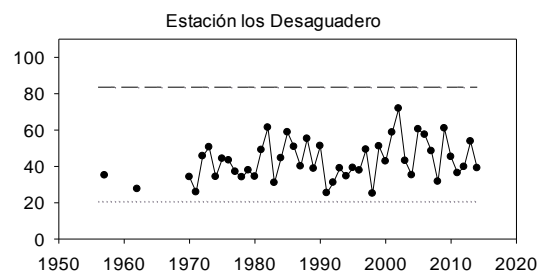
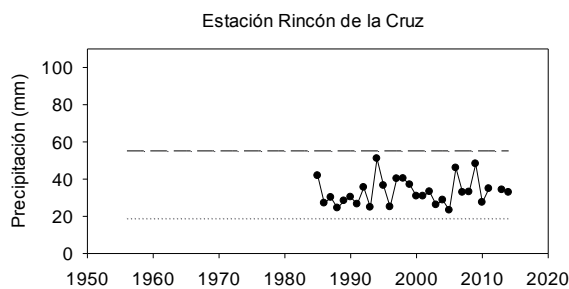
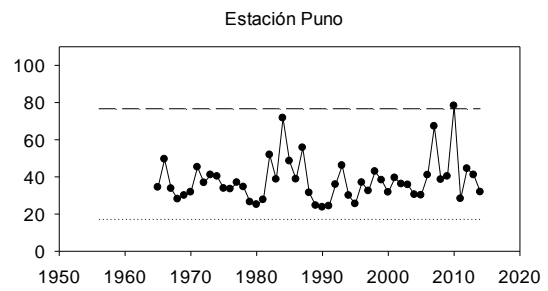
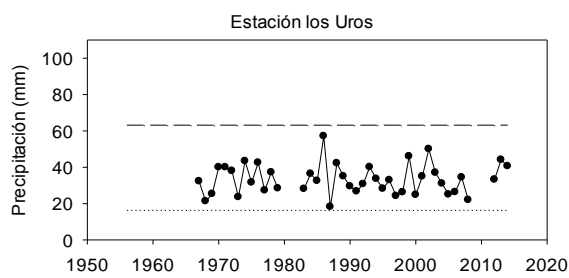
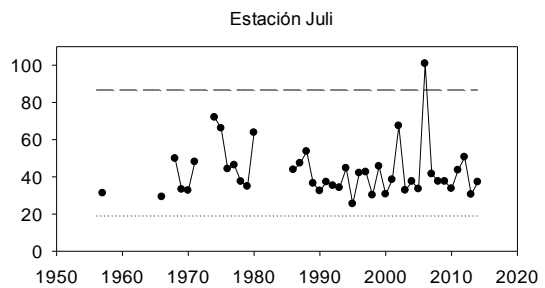
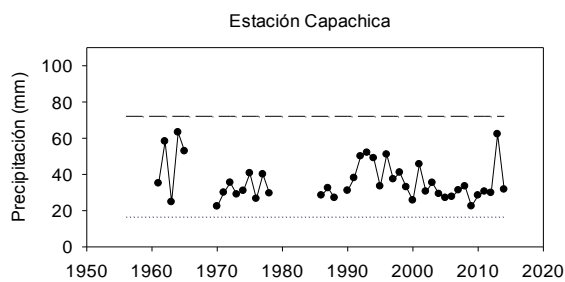
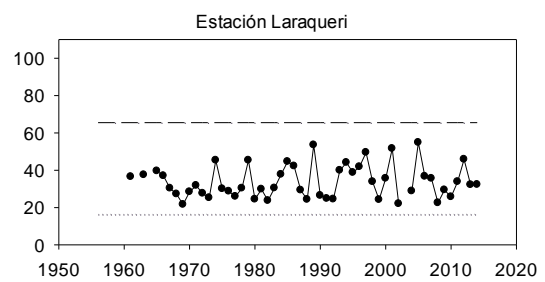
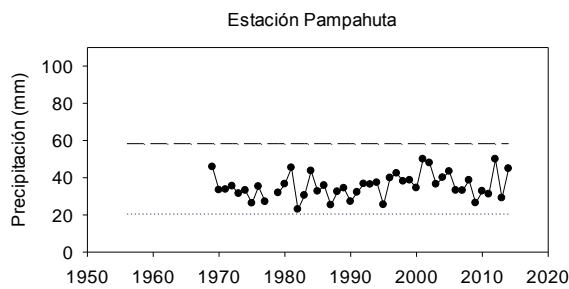
Año	Ilave	Islasuana	Islasoto	Capazo	Paucarani	Mazocruz	Chuapalca	Pizacoma	Vilacota
1956					13.5				
1957									
1958									
1959									
1960					17.0				
1961									
1962									
1963									
1964				18.0		23.0			
1965				23.4	25.0	16.0			
1966					32.5	39.0			17.8
1967				30.0		18.0			
1968				28.0	17.0	30.6			
1969				19.2	23.0	35.6			17.0
1970				22.8		27.8			
1971				37.0	25.0	47.4			37.3
1972						32.4			
1973				24.8		22.0			
1974				39.3		31.6	32.4		25.3
1975				28.3		26.6	30.5		32.2
1976				25.1		33.8	40.9		34.3
1977				48.4		24.4	30.6		41.2
1978				31.2		19.3	28.4		34.2
1979				26.9	32.0	31.3	20.3		
1980				20.1	16.7		27.4		19.3
1981				27.6	18.7		24.6		
1982				22.3	28.2	32.0	20.6		30.4
1983				47.2		13.4	27.2		13.2
1984	44.0			29.0	30.8	28.0	31.5		22.3
1985	37.0			21.3	25.3	28.0	31.4		23.5
1986	40.2			24.5	27.2	45.0	27.4		26.0
1987	29.0			32.4	28.4	21.8	16.8		15.0
1988	26.2			21.5	13.5	23.7	27.5		14.1
1989	39.5			20.0	37.0	30.4	20.6		
1990	32.2			20.7	27.5	21.7	30.4		
1991	25.8	27.8	45.0	25.7	20.0				
1992	30.7	34.3	104.5	20.9	8.5	20.0	32.0		
1993	28.8	60.4	35.4	35.5	12.0	26.8	22.3		
1994	30.4	42.3	35.2	29.2	17.0	26.9	21.0		
1995	24.0	38.0	42.8		25.9	17.8	24.5		
1996	28.2	52.0	59.9	20.2	18.7	25.4	17.8		12.0
1997	36.9	33.2	35.5	28.2	38.3	35.4	19.8	33.4	24.4
1998	21.0	32.3	32.1	26.6	19.6	20.0	28.3	28.4	29.0
1999	39.7	41.1	41.0		31.9	29.0	21.2	29.0	28.0
2000	27.6	26.5	47.4	28.5	17.9	27.4	28.0	38.7	35.5
2001	36.2	75.6	44.6	39.6	24.6	25.8	34.9	41.7	28.9
2002	33.2	42.8	39.5	24.4	36.0	22.6	34.1	44.2	35.5
2003	26.1	36.3	49.0	20.5	24.4	21.6	22.5	34.4	37.2
2004	28.7	32.4	35.5	16.0	18.6	22.4	21.0	37.1	18.2
2005	23.2	50.4	57.5	21.7	28.0	37.0	31.5	45.5	26.7
2006	46.0	35.4	48.5	21.0	24.8	34.0	29.1	46.0	29.2
2007	29.3	34.2	38.5	19.4	18.9	19.6	28.2	44.6	21.9
2008	38.1	34.3	56.4		18.6	27.8	27.7	25.4	19.3
2009	36.0	39.3	52.0	28.4	16.5	25.0	23.6	27.2	34.9
2010	33.4	48.4	57.2	19.7	27.9	24.6	24.3	23.2	21.5
2011		43.2	38.2	21.6	25.3	26.4	28.6	37.8	22.4
2012	36.1	32.8	54.0	26.3	34.4	34.6	54.0	61.2	40.0
2013	24.2	43.6	39.7	19.7	15.5	33.2	22.3	32.3	27.3
2014	33.3	41.4	47.0	34.0	28.4	38.2	16.3	27.0	23.1

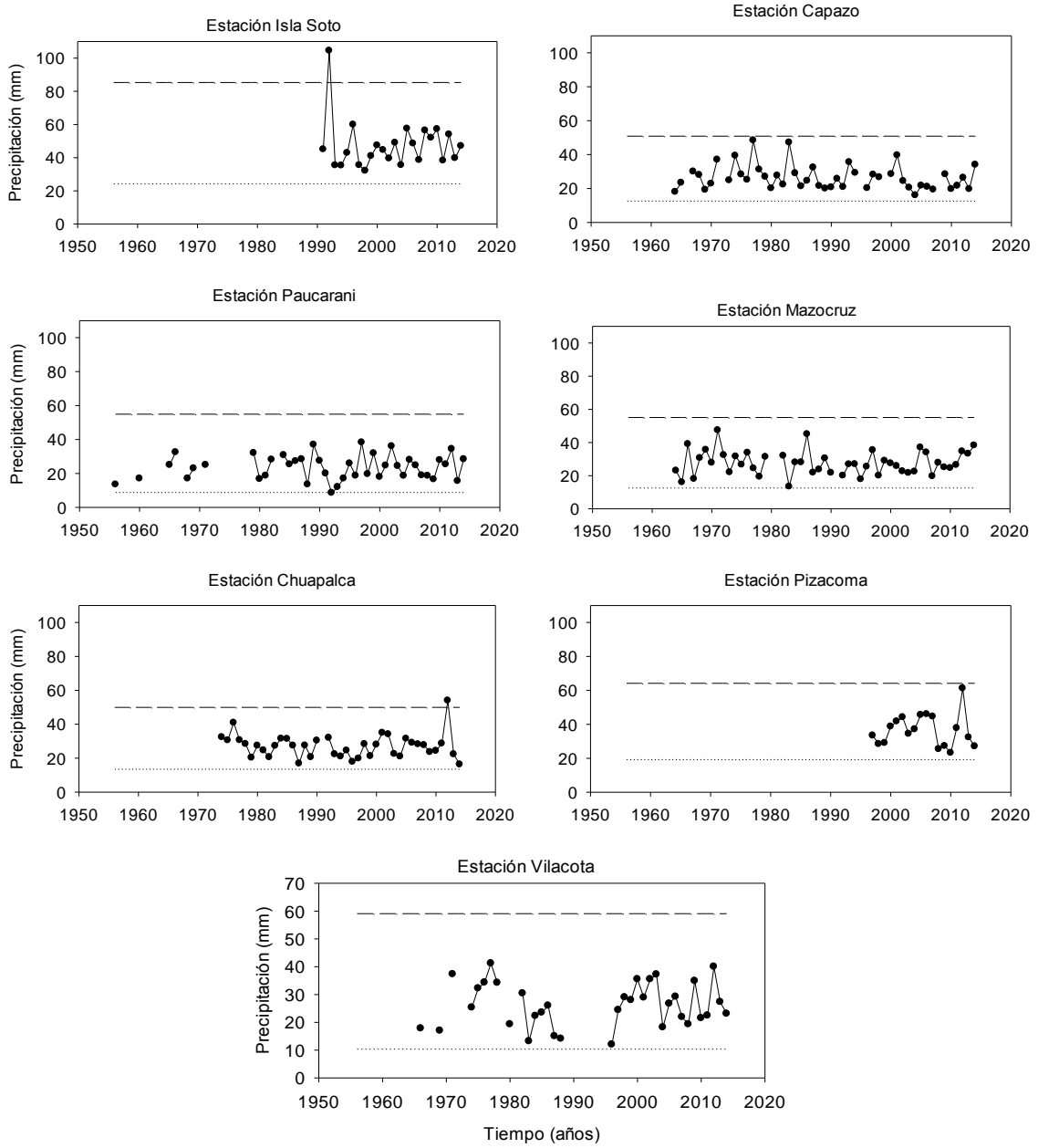
Fuente: SENAMHI

ANEXO 2

SERIES DE PRECIPITACIÓN MÁXIMA DIARIA DE CADA SITIO Y UMBRALES DE GRUBBS Y BECK PARA IDENTIFICACIÓN DE VALORES ATÍPICOS

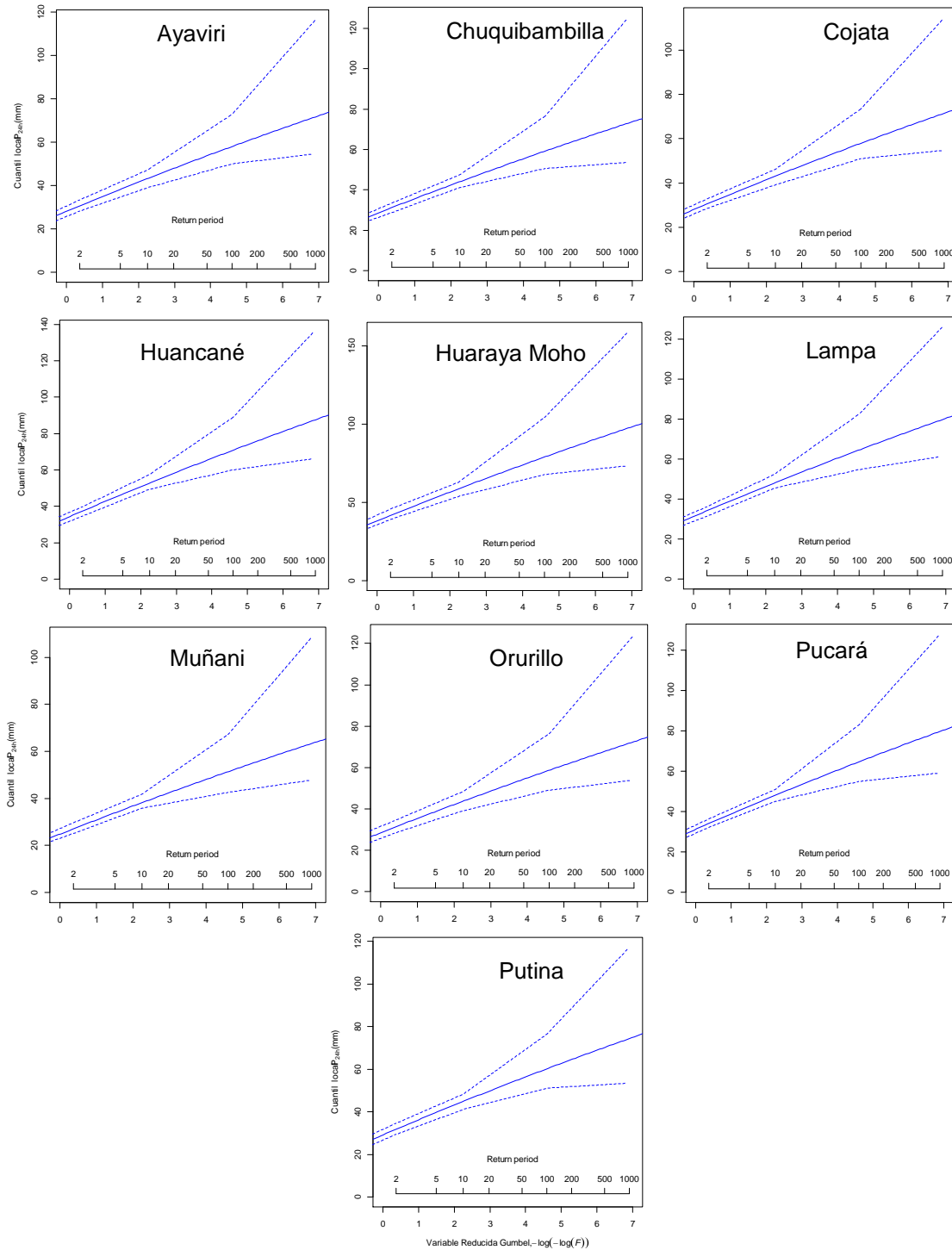






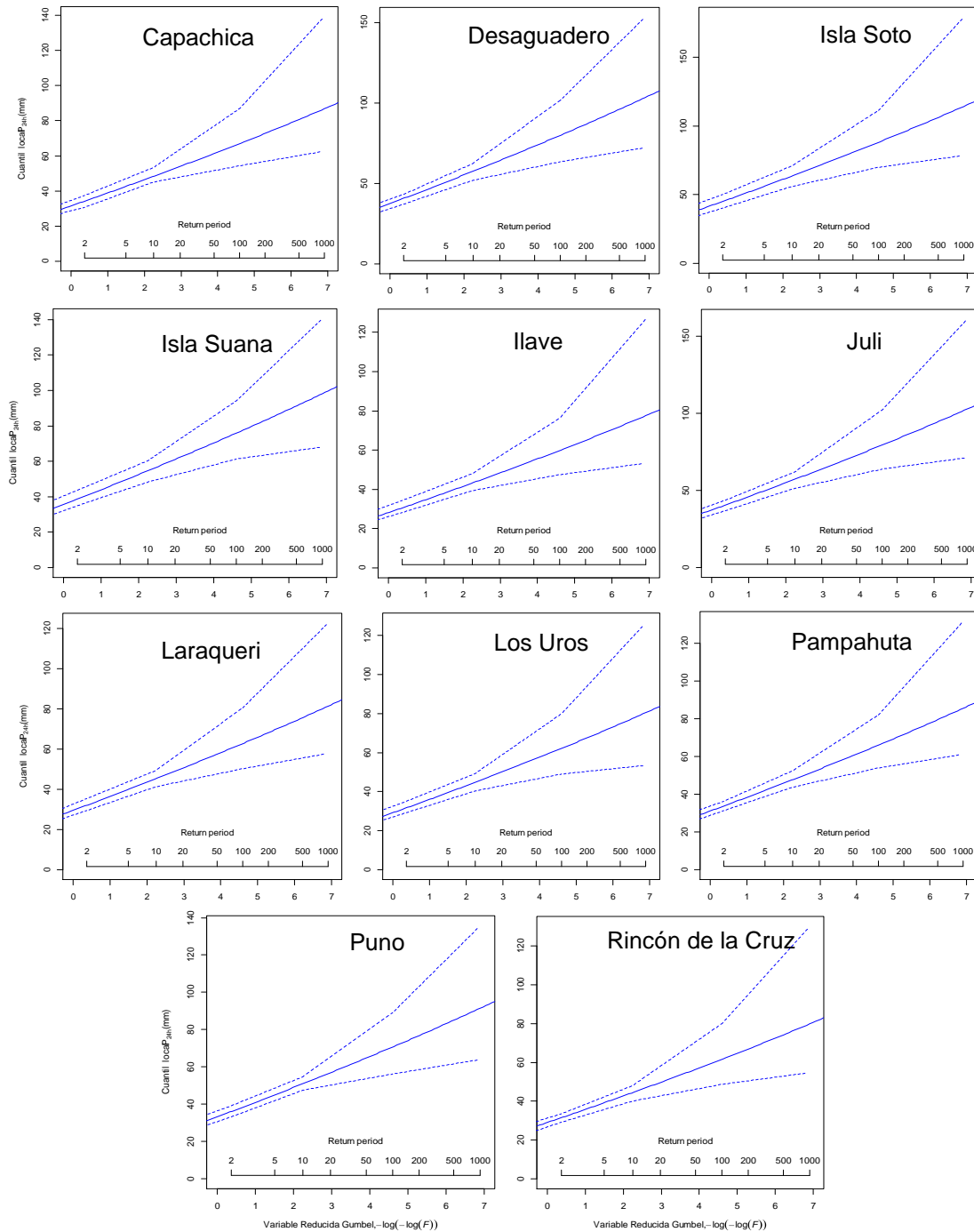
ANEXO 3

CUANTILES LOCALES Y LÍMITES DE CONFIANZA PARA DIFERENTES PERIODOS DE RETORNO: REGIÓN NORTE



ANEXO 4

CUANTILES LOCALES Y LÍMITES DE CONFIANZA PARA DIFERENTES PERIODOS DE RETORNO: REGIÓN CENTRO



ANEXO 5

CUANTILES LOCALES Y LÍMITES DE CONFIANZA PARA DIFERENTES
PERIODOS DE RETORNO: REGIÓN SUR

