Un método para el análisis de frecuencia regional de lluvias máximas diarias: aplicación en los Andes bolivianos

*A method for regional frequency analysis of maximum daily rainfall: application in
the Bolivian Andes*

José Antonio Luna Vera¹ Ramón Domínguez Mora²

Recibido 9 de abril de 2012, aceptado 14 de enero de 2013

Received: April 9, 2012 Accepted: January 14, 2013

RESUMEN

Se presenta un análisis de frecuencia regional con series de lluvia diaria máxima anual para una zona con escasa información. La compleja orografía de montañas y el altiplano de una región en la cordillera de Los Andes, Bolivia, produce diferentes patrones de lluvia diaria. La combinación de los *Momentos-L* y el análisis de conglomerados resultan adecuados para identificar las regiones homogéneas de las series máximas anuales. El trabajo desarrollado define 4 regiones homogéneas. La región 1 comprende las estaciones ubicadas en el altiplano y la zona Sur Este. La región 2 abarca el altiplano central y la cuenca del Río La Paz, compuesto por cuencas interandinas. La 3 delimita claramente las estaciones de la zona tropical amazónica; y la 4 está compuesta por estaciones ubicadas en las montañas del Norte. Se probaron diversas distribuciones para el análisis regional de frecuencias aplicando la técnica de *estaciones-año*; los mejores resultados se obtuvieron con las funciones *Gumbel* y *Doble Gumbel*. Finalmente se expresan las ecuaciones regionales y se comparan con algunas series puntuales de cada región, con el objeto de verificar la aplicabilidad de la metodología propuesta para fines de diseño hidrológico.

Palabras clave: Regionalización, lluvia diaria máxima, momentos-L, método estaciones-año, método *k-medias*, homogeneización, análisis de frecuencia.

ABSTRACT

A regional frequency analysis of daily annual maximum rainfall series for an area with poor information is presented. The complex topography mountains and the highlands region in the Cordillera de Los Andes, Bolivia, produce different patterns of daily rainfall. The combination of L-Moments and cluster analysis are adequate to identify the homogeneous regions of the annual maximum series. The work defines 4 homogeneous regions. Region 1 includes the stations located in the highlands and south-east. Region 2 covers the central highlands and La Paz River Basin, consisting of inter-Andean basins. Region 3 clearly defines the Amazonian basin stations and 4 is composed of stations located in the northern mountains. Different distributions were tested for regional frequency analysis using the Index Flood method, the best results were obtained with the Double Gumbel and Gumbel functions. Finally, regional equations are compared with some specified series of each region, in order to verify the applicability of the proposed methodology for hydrological design purposes.

Keywords: Regionalization, maximum daily rainfall, L-moments, index-flood method, k-means method, homogenization, frequency analysis.

¹ Facultad de Ingeniería. División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Ingeniería. Universidad Nacional Autónoma de México. Ciudad Universitaria, CP 04510, Coyoacán, México, DF. E-mail: JLunaV@ingen.unam.mx

² Instituto de Ingeniería. Universidad Nacional Autónoma de México. Cd. Universitaria. CP 04510. México, DF. E-mail: RDominguezM@ingen.unam.mx

INTRODUCCIÓN

La estimación de crecidas en cuencas de montañas de Los Andes, Sud América, se basa tradicionalmente en criterios empíricos y otros métodos paramétricos como la Fórmula Racional, el Hidrograma Unitario Sintético y el método del Soil Conservation Service [1], como lo describe Chow [2]. También es común aplicar el modelo hidrológico del U.S. Army Corp Engineers, HEC-HMS[3], basado en la lluvia diaria y una distribución de la lluvia en el tiempo para duraciones de 6 ó 24 horas [1], o bien con una discretización de lluvia fundamentada en las tormentas puntuales medidas en estaciones pluviográficas locales [4-5].

La zona de estudio tiene una red meteorológica poca densa y no existen estudios regionales que coadyuven a mejorar la estimación de los eventos extremos. En las cuencas no aforadas se asumen lluvias de estaciones vecinas y ésta decisión puede llevar a errores de diseño, ya sea sub-dimensionando o sobredimensionando las obras hidráulicas. Las ventajas de un enfoque regional para el análisis de lluvias máximas se traducen en una mejora de estimaciones de las tormentas de diseño, así como la capacidad para estimar avenidas de diseño en sitios sin datos o con escasa información.

La zona de estudio presenta distintos patrones de precipitación, como lluvias frontales de invierno (*Frente frío polar del sur*) y una combinación de factores orográficos y convectivos locales muy intensos, característicos del verano. Las tormentas del primer tipo son de menor frecuencia, pero suelen tener magnitudes importantes en tiempos prolongados. En cambio, las otras tormentas son de mayor impacto e importancia, debido a las grandes magnitudes de lluvia concentrada en intervalos de tiempo cortos. Se espera que un enfoque regional de las precipitaciones extremas permita explicar los distintos tipos de lluvias, logrando una mejora en la predicción de eventos extremos.

Se han desarrollado recientes avances en el análisis de frecuencias que incluyen el uso de *Momentos-L* [6-10]. Su validez y aplicabilidad a la hidrología ha sido probada por diversos autores [11, 8-10, 12]. Por otra parte, el método de las *Estaciones-Año* [13], fue utilizado en principio para la estimación regional de caudales, fundamentado en el análisis

de frecuencia con la función de distribución de probabilidad GVE Tipo I, Gumbel. En la actualidad, este método ha mostrado su aplicabilidad en el proceso de regionalización de lluvias extremas [12,14-15], y el criterio ha sido extendido para aplicarlo con otras distribuciones.

La homogeneidad de variables hidrológicas ha sido estudiada ampliamente en procesos asociados a una variable aleatoria. Actualmente los criterios para conformar grupos homogéneos son amplios; permiten incluir múltiples variables e interpretar la importancia relativa de cada una. En el artículo se emplea el método de Fisher [16] y la técnica *k*-Medias [17-18] para determinar grupos con características semejantes.

REGIONALIZACIÓN

Un problema común en la evaluación de eventos extremos de lluvias o crecidas es su estimación en sitios sin datos o con poca información; este inconveniente se corrige mediante un análisis de datos de varias estaciones vecinas. Al conformar grupos de estaciones se aprovecha la información de la región cuando ésta es homogénea. Al aplicar el concepto de homogeneidad en el análisis regional con un tipo de datos, se benefician las estimaciones, obteniéndose mayor confiabilidad de resultados, en comparación con la forma tradicional que sólo utiliza información de un sitio.

Por consiguiente, la cuantificación de eventos hidrológicos o meteorológicos en regiones con poca o nula información, se debe lograr con base a la información disponible en toda la región, hidrológica o meteorológicamente homogénea.

El análisis regional hidrológico proporciona una forma de inferir eventos hidrológicos en una zona con baja densidad de estaciones o que cuente con escasa información, a partir de las características fisiográficas y meteorológicas, así como de otras variables que determinen el comportamiento hidrológico de la misma.

Los criterios de regionalización empleados tradicionalmente tienen como finalidad lograr una delimitación territorial, basados simplemente en características geográficas, o estadísticamente sustentados en los promedios de la variable analizada.

Existen diversos métodos para aplicar un análisis regional, pero, antes de mencionarlos, es importante indicar que su uso práctico implica dos etapas: i) *Delimitación de Regiones Homogéneas* y ii) *Estimación Regional* [10].

Delimitar regiones hidrológicas o meteorológicas homogéneas es una tarea muy compleja, puesto que implica hacer un análisis estadístico profundo de los datos observados en una región. Existen varias técnicas para formar regiones homogéneas; ver por ejemplo, Cunnane [19] Escalante y Reyes [10] y Campos [12]. Lamentablemente es frecuente que los métodos dan resultados distintos, incluso partiendo de los mismos datos. La selección de un método puede resultar contraproducente, debido a la ambigüedad del resultado obtenido. En cambio, Escalante y Reyes [10] sugieren emplear dos o más criterios, éstos pueden complementarse para obtener un resultado favorable.

Momentos – L

Hosking y Wallis [7-8] definen parámetros estadísticos de interpretación análoga a los momentos tradicionales, a los que ellos llaman *Momentos–L*. Estos se deducen a partir de combinaciones lineales de los *momentos de probabilidad ponderada* (MPP) [20], que posteriormente se convirtieron en la base del trabajo de Hosking y Wallis [8]. Estos autores afirman que un modelo se hace robusto cuando se aprovecha la información de la región. Así, el método que proponen agrupa series máximas anuales (SMA) de las estaciones de una región homogénea. La hipótesis de partida es que los datos provienen de una población base.

Los *Momentos–L* se interpretan como un sistema alternativo para estimar los parámetros de la distribución de probabilidad. El momento de probabilidad ponderada de orden r , β_r , está dado por la siguiente expresión:

$$\beta_r = \int_{-\infty}^{+\infty} x[F(x)]^r f(x) dx \quad (1)$$

Donde $F(x)$ y $f(x)$ son las funciones de distribución acumulada y la función de densidad de probabilidad de x , respectivamente. Los momentos, λ_r , son combinaciones lineales de los MPP [20], β_r .

La regionalización que sugieren Hosking y Wallis [8] inicia con el cálculo de los estimadores

de *Momentos–L*, λ_r , a través del siguiente procedimiento:

1. Se ordenan las SMA x_i de cada estación, j , en forma descendente.
2. Se calculan los estimadores $\hat{\beta}$, aplicando las ecuaciones(2) a (5)

$$\hat{\beta}_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (2)$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (n-i)x_i}{n(n-1)} \quad (3)$$

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum_{i=1}^{n-2} (n-i)(n-i-1)(n-i-2)x_i}{n(n-1)(n-2)} \quad (4)$$

$$\hat{\beta}_3 = \frac{\sum_{i=1}^{n-3} (n-i)(n-i-1)(n-i-2)x_i}{n(n-1)(n-2)(n-3)} \quad (5)$$

Donde: x_i , valor de la serie máxima anual; i , orden de cada dato arreglado de mayor a menor; n , número de datos de la serie en cuestión.

3. Se obtienen los *Momentos–L*

$$\begin{aligned} \lambda_1 &= \hat{\beta}_0; \\ \lambda_2 &= 2\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0; \\ \lambda_3 &= 6\hat{\beta}_2 - 6\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_0; \\ \lambda_4 &= 20\hat{\beta}_3 - 30\hat{\beta}_2 + 12\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0 \end{aligned} \quad (6)$$

4. Se calculan los Momentos–L adimensionales: τ_2 , τ_3 y τ_4 :

$$\begin{aligned} \tau_2 &= \lambda_2 / \lambda_1 \\ \tau_3 &= \lambda_3 / \lambda_2 \\ \tau_4 &= \lambda_4 / \lambda_2 \end{aligned} \quad (7)$$

Donde τ_2 es el coeficiente de variación ($L-C_v$); τ_3 es el coeficiente de asimetría ($L-C_a$) y τ_4 es el coeficiente de curtosis ($L-C_k$).

5. Se elaboran los diagramas de Momentos–L adimensionales: τ_3 vs. τ_2 y τ_3 vs. τ_4 , Figura 1. Según Hosking y Wallis [8], una región homogénea está conformada por un grupo

de puntos aglomerados y se representa por el centroide de dicho grupo. Los puntos que queden fuera de éste grupo acotado por una elipse son considerados discordantes. Así, un grupo conformado por varios puntos (sitios o estaciones) puede ser representado por una función de distribución.

Figura 1. Diagramas de Momentos-L [8]

En aquellos casos en que existen varias conglomeraciones de puntos, estas manifiestan distintas características (*Momentos-L* adimensionales, parámetros fisiográficos o hidrológicos, etc.), por lo tanto conforman regiones múltiples, y las elipses en los diagramas son de distintos tamaños y formas que en ocasiones no son fáciles de distinguir, porque aparecen las regiones homogéneas superpuestas.

Para resolver el inconveniente comentado en el párrafo anterior se utiliza el método de las *k-Medias* [10,17], que permite seleccionar los sitios con características semejantes. El método logra una mejora sustancial respecto a la idea de Hosking y Wallis [8], ya que es posible incluir otras variables y la consecuente optimización en la conformación de regiones homogéneas.

Método de las *k-medias*

Este criterio es un algoritmo de partición que ayuda a conformar regiones de influencia o clústeres (grupos de atributos o características similares). El algoritmo busca formar grupos basado en la medición de la *Distancia Euclidiana* en un espacio de múltiples variables, denotada por D_{jk} ; donde j es el sitio analizado, k es el sitio base o centroide [10,17]; cada grupo está conformado por estaciones con p atributos similares a la estación base. Este método se aplica con el procedimiento secuencial siguiente:

1. Se definen n grupos de variables, x_{ij} ; donde j son las estaciones; $i = 1, \dots, p$ representa el atributo considerado como relevante (*Momentos-L*, *altitud*, *latitud*, etc.).

2. Se estandarizan las magnitudes de las variables de cada atributo

$$C_{ij} = x_{ij} / \bar{x}_{ij} \quad (8)$$

Donde $\bar{x}_{ij}$ es el valor medio del atributo i para todos los sitios j del grupo considerado.

3. Para cada conjunto de estaciones se establecen los sitios base, C_{ik} , y se calculan las distancias euclidianas desde cada estación al sitio base.

$$D_{jk} = \left[\sum_{i=1}^p (C_{ij} - C_{ik})^2 \right]^{1/2} \quad (9)$$

En las ecuaciones anteriores, C_{ij} y C_{ik} son las magnitudes de las variables estandarizadas para cada atributo i en las estaciones j y k , respectivamente; donde $j = 1, \dots, m_k$; $i = 1, \dots, p$ y $k = 1, \dots, n$.

4. Se identifican las estaciones con *Distancia Euclidiana Mínima*, $\min_j D_{jk}$, y se reasignan al grupo cuya distancia es mínima. Los nuevos sitios base se obtienen promediando los atributos de cada grupo de estaciones.
5. Se repiten los pasos 3 a 4, hasta confirmar que no hayan reasignaciones de estaciones.

Prueba de homogeneidad

Para verificar si dos grupos de datos son homogéneos se requiere probar si provienen de la misma población; si se considera que las características estadísticas relevantes de la población son su media y su variancia, se requiere hacer las pruebas de hipótesis relacionadas con estos parámetros [16]. Si los datos de cada grupo se dividen entre su respectiva media, el promedio de los valores transformados resulta idéntica para los dos grupos e igual a la unidad, de tal forma que entonces solo se requiere probar si se puede considerar que las diferencias en las variancias de los valores transformados son menores que un cierto valor límite, en cuyo caso la hipótesis de homogeneidad no se rechaza. Para establecer el valor límite se utiliza la distribución de Fisher asociada al cociente de las variancias entre dos grupos de datos que provienen de la misma población.

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} = \left(\frac{C_{v1}}{C_{v2}} \right)^2 \quad (10)$$

El valor límite para el cual se considera que no hay elementos para rechazar la hipótesis de homogeneidad es el valor de la función de distribución F , para una probabilidad del 90%, 95% o del 99% (ver Figura 2).

Figura 2. Función de Densidad de Probabilidad para una distribución F de Fisher de cola superior.

Método estaciones-año

El método de las *Estaciones-Año*, también conocido como *Avenida-Índice* [13], considera el análisis de una muestra formada por todos los registros estandarizados de las SMA que conforman la región homogénea, [10, 16]. En este método los datos máximos anuales como las crecidas o lluvias máximas, medidos en distintos sitios son conjugados y tratados como un solo registro. Este enfoque considera que los datos son variables aleatorias independientes, lo cual, en el caso de algunas variables no es estrictamente válido, debido a la dependencia espacial entre sus valores observados. Para lograr la homogeneidad es recomendable realizar una modificación en las variables originales, la cual consiste en *estandarizar los datos*, es decir, dividirlos entre su media aritmética. Los valores estandarizados generalmente presentan homogeneidad regional, mostrando un coeficiente de variación aproximadamente constante [21].

El método supone una región homogénea con m sitios; donde cada sitio representa la estación de observación, $j=1, \dots, m$, en la que se mide la SMA, x_{ij} . La serie estandarizada conjunta puede ser representada por una distribución de probabilidad mediante un análisis de frecuencia de la relación: $y_{ij} = x_{ij} / \bar{x}_j$, para todas las estaciones de la región homogénea, esto es, y_{ij} se convierte en una serie de

registros estandarizados, y la unión de todos los datos disponibles se considera válida para toda la región.

Un aspecto importante en este criterio es el riesgo que implica el uso de registros cortos con desigual inicio y final que las series largas, o con interrupciones en el record histórico, ya que los valores muy bajos o muy altos pueden haberse presentado durante esas interrupciones, lo que originaría sesgo en las estimaciones. La inclusión de series cortas está sujeta a una evaluación particular, pues si existen eventos importantes, estas muestras también deben ser incluidas, ya que su representación como evento regional resulta significativa [10, 12]. De acuerdo con Escalante y Reyes [10] y Campos [12] el tamaño mínimo de la muestra de cada serie debe ser de 10 años.

A continuación se describe el procedimiento para aplicar el criterio de las *estaciones-año*:

1. Para cada grupo homogéneo considerado en el análisis regional se verifica la homogeneidad de los datos, como se describe en la respectiva sección.
2. Se calcula la SMA estandarizada, y_{ij} , mediante la ecuación que relaciona las series con sus promedios, $y_{ij} = x_{ij} / \bar{x}_j$ [14, 16].
3. Se construye la serie *estaciones-año*, conformada por la unión de todos los registros, y_{ij} .
4. Se aplica el análisis de frecuencia a la serie del paso anterior. Se elige la función de distribución de probabilidad que mejor se ajuste al registro de *estaciones-año*: Normal, Log-Normal, Gumbel, GVE, etc. [10, 12].
5. Una vez obtenida la función de distribución de probabilidad de mejor ajuste, se calculan valores de y_T para distintos periodos de retorno, T .
6. Finalmente, los eventos de diseño para cada estación en su región y frecuencia requerida se obtienen a través de la expresión (11)

$$(x_j)_T = \bar{x}_j \cdot y_T \quad (11)$$

Donde: $(x_j)_T$ es el evento de diseño en la estación, j , para el periodo de retorno, T , en años; $\bar{x}_j$, es el promedio de la SMA en la estación j ; y_T , es el factor de la curva regional, obtenida del análisis de frecuencia.

APLICACIÓN

La zona de estudio comprende varias cuencas situadas en una región del Altiplano y las Montañas de Los Andes, Bolivia, entre estas se incluyen subcuencas entorno a la Ciudad de La Paz. Geográficamente se localiza entre las coordenadas $14^{\circ}36'$ a $17^{\circ}24'$ de latitud sur y $66^{\circ}53'$ a $69^{\circ}21'$ de longitud oeste. La Figura 3 muestra la distribución de las estaciones meteorológicas.

Información disponible

La información meteorológica de la zona fue extraída de la *Base de Datos Regional* proporcionada por el *Servicio Nacional de Meteorología e Hidrología* de Bolivia (SENAMHI). La región tiene 122 estaciones, de las cuales se extrajeron todos los datos de lluvia diaria del periodo 1976-2005 utilizando las herramientas del programa *HYDRACCESS* [22].

De las 122 estaciones se desecharon ocho por no contar con registros de más de 10 años o debido a que los datos faltantes superaban el 10% de la extensión de la serie. En una mayoría de las estaciones se presentaban algunas fechas sin registro, por lo cual se procedió a rellenar datos y a validar las series máximas utilizando los siguientes criterios:

Para completar los registros se aplicó el método de la distancia inversa al cuadrado; condicionando a aplicar el criterio de interpolación espacial con un mínimo de tres estaciones. Las distancias de búsqueda fueron de 10 a 70 km; ésta última sólo para aquellas estaciones con escasa información.

Una vez completadas las series se verificó que el número promedio de días con lluvia anual sea semejante al valor histórico y que la lluvia total anual y sus estadísticos tampoco difieran de los valores originales.

Figura 3. Ubicación de estaciones de la REM en la zona de estudio

Una vez verificadas las series de datos, se procedió a detectar y extraer las lluvias máximas diarias, clasificadas según el año hidrológico (Septiembre-Agosto).

El procedimiento para completar registros introduce eventos extremos de estaciones cercanas que probablemente no sean parte de la estación base; esto se corrige verificando las interpolaciones para la fechas en conflicto o confirmando la eliminación de la serie. De esta forma se trabajó finalmente con 114 estaciones.

En la Tabla 1 se listan las 114 estaciones, sus coordenadas, altitud, media y los Momentos-L de lluvias diarias máximas anuales. La columna mostrada como *-Reg-* indica la región homogénea a la que pertenece una estación, como se menciona en el acápite *-Identificación de regiones homogéneas-*.

Tabla 1. Características de las estaciones meteorológicas y regiones en la zona de estudio.

Estación	Lat-S [°]	Long-W [°]	ALT. [msnm]	$\bar{P}^{(1)}$ [mm]	$\tau_2^{(2)}$	$\tau_3^{(2)}$	$\tau_4^{(2)}$	Reg.	Estación	Lat-S [°]	Long-W [°]	ALT. [msnm]	$\bar{P}^{(1)}$ [mm]	$\tau_2^{(2)}$	$\tau_3^{(2)}$	$\tau_4^{(2)}$	Reg.
Araca	16,9025	67,5400	3905	25,4	0,2257	0,4540	0,3678	1	LPÓvejuyo	16,5336	68,0472	3420	29,9	0,1345	0,2277	0,1986	2
AyoAyo	17,0942	68,0083	3888	24,5	0,1449	0,1964	0,2993	1	LPPampah	16,4917	68,1028	3883	29,8	0,1889	0,3056	0,1854	2
Calacoto	17,2806	68,6356	3830	23,4	0,3012	0,3649	0,2008	1	LPPlazaVi	16,4839	68,1219	3715	27,4	0,1215	0,3254	0,2091	2
Capinata	17,1336	66,9831	2976	36,6	0,1715	0,1053	0,0674	1	LPpteNeg	16,4986	68,1422	3764	30,2	0,1650	0,1485	0,1142	2
Caracato	16,9908	67,8111	2590	20,4	0,1414	0,1358	0,1578	1	LPSanCali	16,4953	68,1325	3658	35,0	0,1449	0,2340	0,1370	2
Caxata	17,1762	67,3369	4328	25,5	0,1896	0,4479	0,4274	1	LPVArmon	16,5102	68,1099	3590	26,7	0,1482	0,0732	0,0880	2
Chorocon	16,8828	67,1497	2240	42,0	0,1405	0,2104	0,1680	1	LPVCopac	16,4828	68,1139	3680	26,5	0,1235	0,3543	0,1656	2
Circuata	16,6372	67,2522	1420	59,0	0,1847	0,1755	0,2286	1	LPVtinto	16,4808	68,1392	3865	33,9	0,1841	0,3013	0,2522	2
Conchama	17,3781	67,4572	3965	27,6	0,1254	0,0100	0,0966	1	LPVPasan	16,5225	68,1439	3935	28,2	0,1494	0,0994	0,1562	2
Huaraco	17,3500	67,6500	3868	18,9	0,1780	0,3328	0,4617	1	Mecapaca	16,6711	68,0183	2850	25,6	0,1246	0,2049	0,1083	2
Inquisiv	16,9229	67,1682	2766	45,9	0,1706	0,0903	0,1335	1	Milluni	16,3333	68,1667	4582	21,3	0,1208	-0,0274	0,1024	2
Isicani	16,4761	67,4533	2700	64,9	0,1702	0,1763	0,1018	1	PalcaLP	16,5606	67,9514	3478	21,9	0,1755	0,4091	0,4009	2
Khora	16,5997	67,2883	1200	43,2	0,2035	0,2074	0,1397	1	Palcohomia	16,4467	68,0106	4250	22,5	0,1322	0,1865	0,1371	2
Luribay	17,0614	67,6619	2564	22,2	0,1489	0,0369	0,0376	1	Pinaya	16,6386	67,8572	3882	30,0	0,1484	0,3498	0,2869	2
Miguilla	16,5539	67,3390	1085	44,8	0,1599	0,1859	0,1770	1	Pucarani	16,3961	68,4750	3854	23,9	0,1475	0,0719	0,0920	2
Patacama	17,2386	67,9231	3793	27,2	0,1386	0,1128	0,1545	1	Tambillo	16,5667	68,5000	3878	28,3	0,1793	0,0853	0,0911	2
PltaCara	16,8156	67,3250	2925	31,0	0,1701	0,1312	0,1580	1	Taraco	16,4667	68,8667	3833	35,0	0,2256	0,0112	0,0484	2
PoromaLP	17,1711	67,5378	3105	24,7	0,1270	0,0087	0,1202	1	Tiwanacu	16,5683	68,6783	3863	27,8	0,1863	0,2812	0,1924	2
PuchuniL	17,2681	67,3289	4146	23,1	0,1247	0,2218	0,1349	1	Unduavi	16,3100	67,9064	3022	39,0	0,3334	0,3579	0,1734	2
Quime	16,9817	67,2194	3065	24,5	0,2785	0,1949	0,0837	1	Viacha	16,6583	68,2819	3850	29,9	0,1993	0,1853	0,1380	2
Salla	17,1678	67,6081	3500	26,3	0,1750	0,1439	0,1528	1	Alcoche	15,7453	67,6689	640	57,4	0,2189	0,1735	0,1114	3
SanJacin	16,8283	66,8683	1686	31,2	0,1532	0,1121	0,0937	1	LaAsunta	16,1267	67,1967	756	69,1	0,1974	0,0372	0,1491	3
Sapahaqu	16,8878	67,9500	3140	22,8	0,2055	0,3495	0,3429	1	Bautista	15,7167	67,5833	1156	57,1	0,2088	0,1147	0,0237	3
SicaSica	17,3333	67,7403	3938	26,1	0,2589	0,4177	0,4365	1	Caranavi	15,8347	67,5736	599	56,2	0,2022	0,1193	0,0205	3
Suri	16,8500	67,2333	2516	52,3	0,1961	-0,0167	0,2017	1	Chulumani	16,4086	67,5275	1750	62,2	0,1881	0,0631	0,0762	3
Viloco	16,8772	67,5016	4325	13,8	0,3105	0,2145	-0,0374	1	Coripata	16,3242	67,6044	1788	44,7	0,1356	0,1138	0,1762	3
Yaco	17,1658	67,4075	3680	30,0	0,2420	0,0678	0,0368	1	CoroicoE	16,1966	67,7267	1740	51,7	0,2743	0,2382	0,1078	3
Achocall	16,5811	68,1608	3764	24,6	0,1408	0,2003	0,0677	2	Covendo	15,8300	66,9497	550	84,2	0,1709	0,1259	0,0794	3
BolsaNeg	16,5478	67,7875	4910	31,2	0,2207	0,3619	0,3759	2	EntreRio	15,6262	67,4238	930	83,3	0,2999	0,2420	0,0956	3
Calamarc	16,9000	68,1167	4047	19,4	0,1476	0,1592	0,4109	2	Guanay	15,5031	67,8858	420	82,8	0,3156	0,2688	0,1589	3
Chirapac	16,2997	68,4981	3889	22,4	0,2168	0,1751	0,0357	2	Minachi	16,1833	67,6833	1736	53,1	0,2611	0,2774	0,1798	3
Collana	16,9003	68,2817	3954	31,9	0,1890	0,3781	0,3659	2	Naranjan	15,6525	67,1206	375	68,2	0,1821	0,1365	0,1857	3
Copancar	16,2428	68,5686	3840	22,8	0,1541	0,1325	0,2131	2	PltaCahu	16,0561	68,0147	1360	52,7	0,2743	0,1401	-0,0508	3
Corpaput	16,0688	68,5569	4033	21,6	0,0933	0,3858	0,2793	2	PuenteVi	16,4028	67,6431	1225	42,2	0,2378	0,2776	0,1927	3
ElAltoAL	16,4822	68,1694	4100	29,7	0,1939	0,2523	0,1961	2	Sapecho	15,5656	67,3250	410	83,7	0,2445	0,2536	0,1878	3
ElAltoAS	16,5103	68,1986	4034	32,3	0,1591	0,1756	0,1359	2	Vilaque	15,6500	67,9833	625	79,9	0,2600	0,1462	0,1571	3
ElAltoRi	16,4833	68,2000	4080	30,1	0,2010	0,2317	0,1669	2	VillaBar	16,3000	67,3667	1500	36,3	0,1516	0,1473	0,1348	3
ElAltoCd	16,5308	68,1653	4040	27,0	0,1677	0,2308	0,2374	2	Ancohuma	15,7325	68,5028	4380	27,3	0,1332	0,4439	0,2766	4
ElAltoVi	16,5261	68,2183	4000	31,6	0,1462	0,1806	0,1980	2	Ancoraim	15,8983	68,9042	3882	28,5	0,2380	0,2593	0,1465	4
ElBelen	16,0164	68,6978	3833	24,3	0,1472	0,1220	0,1648	2	Aucapata	15,5000	68,7667	2386	34,4	0,1583	0,0052	0,0578	4
Hichucot	16,1767	68,3811	4460	22,9	0,1184	0,1098	0,0078	2	Ayata	15,2483	68,7450	2250	19,2	0,2260	0,2722	0,2030	4
HuarinaC	16,1761	68,6306	3838	30,1	0,1847	0,2048	0,2105	2	Camata	15,2483	68,7450	2250	47,2	0,2008	0,1809	0,1878	4
Irupana	16,4731	67,4528	1946	55,4	0,1320	0,1702	0,2648	2	Carabuco	15,7589	69,0661	3828	22,8	0,1561	0,1186	0,1518	4
Jihuacut	16,8581	68,6622	3912	19,8	0,1776	0,1154	0,3283	2	Chaguaya	15,7500	68,8167	3305	25,1	0,1975	0,2497	0,0709	4
Lambate	16,6052	67,7032	3365	33,6	0,1378	0,1150	0,0752	2	Charazan	15,1954	69,0015	3630	13,3	0,2972	0,1848	0,0795	4
LPAchach	16,4669	68,1533	3840	29,6	0,1677	0,2623	0,1659	2	Chuma	15,4000	68,9333	3000	32,2	0,2389	0,3816	0,2114	4
LPAchuma	16,5308	68,0714	3384	24,5	0,2031	0,3728	0,2986	2	Conzata	15,3333	68,5333	2105	28,2	0,1224	0,2757	0,1892	4
LPAltoAc	16,3506	68,0867	4380	23,1	0,1444	0,0794	0,0452	2	Curupamp	15,8333	68,6667	3560	30,2	0,2069	0,1330	0,0526	4
LPAltoOb	16,5236	68,1111	3370	25,2	0,1801	0,2743	0,2231	2	HiloHilo	14,9256	69,0292	4000	25,8	0,2107	0,2329	0,2334	4
LPAltoSe	16,5347	68,1056	3384	24,4	0,1159	0,0176	0,0114	2	Italake	15,4775	69,0415	3500	30,5	0,1827	0,3065	0,2777	4
LPBarrio	16,5236	68,1014	3410	25,4	0,1386	0,1780	0,1886	2	Puina	14,6022	69,1208	3732	24,9	0,1805	0,2049	0,1781	4
LPBellaV	16,5333	68,0946	3340	24,7	0,1645	0,2748	0,3075	2	Quibabaya	15,6167	68,7667	1841	35,9	0,1851	0,1287	0,1102	4
LPChican	16,4822	68,0767	3620	24,1	0,1409	0,2169	0,0579	2	Santiago	16,0511	68,8103	3845	23,3	0,2042	0,2437	0,2028	4
LPChuqui	16,4497	68,0925	4024	32,0	0,1659	0,2374	0,0730	2	Sorata	15,7667	68,6517	2695	35,8	0,2761	0,4682	0,4125	4
LPEIteja	16,4928	68,1539	3780	32,3	0,2009	0,3067	0,2232	2	Suches	14,8167	69,3333	4594	22,8	0,1680	0,3917	0,4595	4
LPLaikac	16,5047	68,1235	3580	28,3	0,1483	0,0701	-0,0192	2	Tacacoma	15,5833	68,7167	2942	29,3	0,2093	0,2640	0,1766	4
LPMallas	16,5708	68,0964	3280	23,3	0,1273	0,2969	0,2362	2	VillaPun	15,6664	69,1672	3835	27,5	0,1802	0,3274	0,3140	4

¹⁾ $\bar{P}$ promedio de las precipitaciones diarias máximas anuales para la estación meteorológica indicada.

²⁾ τ_2 , τ_3 y τ_4 son los Momentos-L adimensionales, ecuaciones (6) y (7)

Características de las estaciones meteorológicas

Las características principales de las SMA corresponden a los estadísticos de la precipitación máxima diaria obtenidos mediante los *Momentos-L*, y las características geográficas (como la altitud y coordenadas geográficas de cada sitio), ver Tabla 1. Estos parámetros varían en un amplio rango de valores, y reflejan características meteorológicas propias de las estaciones y de la zona que las limita. Algunos eventos máximos se deben a sucesos ocurridos en toda la región, por tanto es razonable incluir valores representativos de cada sitio para lograr una regionalización basada en la clasificación de los *Momentos-L* de la precipitación, así como la altitud y su posición geográfica.

Es interesante ver que la topografía de la región es muy accidentada, con altitudes que van de 375 a 4510 msnm (ver Figura 3 y Tabla 1). Las estaciones de la zona interandina se encuentran entre 2000 y 3800 msnm; las del altiplano de 3800 a 4000 msnm, y en las montañas de Los Andes por encima de los 4000 msnm; en estas zonas hay sitios entre las montañas con altitudes mucho menores y probablemente por ello la correlación exclusiva “altitud–precipitaciones máximas” es poco significativa para el análisis regional, ya que definen áreas dispersas, como se muestra en la Figura 4. Finalmente, las estaciones de valles y las llanuras amazónicas están abajo de los 2000 msnm.

Identificación de regiones homogéneas

Se examinaron distintos atributos, entre estos: la magnitud de la precipitación diaria máxima anual, los *momentos-L*, la altitud sobre el nivel del mar y coordenadas UTM de las estaciones. Con estas características se aplicó el criterio de regionalización descrito anteriormente, y se encontró que las variables más significativas son el coeficiente de variación, $\tau_2 = L - C_v$ y la altitud. Al incluir las coordenadas de las estaciones en el análisis se conforman regiones geográficas homogéneas.

Análisis de frecuencia regional de lluvias

En la bibliografía se cuenta con varios métodos de análisis de frecuencia, así mismo existen diversos criterios de solución de éstos [10]. En el actual trabajo se han empleado preferentemente las funciones de distribución de probabilidad (FDP) para eventos extremos, como la GVE y la Gumbel Mixta. La mayoría de las SMA se ajustan muy bien a la FDP

Gumbel, lo cual muestra que es buena aproximación local y regional, pero su dispersión y los eventos más grandes (outliers) cambian la tendencia natural de algunos datos; generando el comportamiento típico de una SMA de dos poblaciones.

Figura 4. Relación de lluvia diaria máxima promedio anual contra altitud.

Mendoza [4] y Luna [5] encontraron que los registros de lluvia pluviográfica en la región se ajustan a FDP de tipo GV1 (Gumbel), y en general, las SMA diarias analizadas aquí también tienen ese comportamiento. Por consiguiente, los resultados del análisis de frecuencia están basados en ajustes probabilísticos de esas funciones.

Conformación de regiones mediante diagramas híbridos de momentos-L

Como se dijo, varios autores sugieren conformar regiones homogéneas con los *Momentos-L*, pues al ser aplicados como se indica en la sección correspondiente las regiones homogéneas están definidas por los diagramas de *Momentos-L* adimensionales sugeridos por Hosking y Wallis [8]. Sin embargo, la zona en cuestión presenta diagramas como el de la Figura 5, en los que es complejo definir una o más regiones homogéneas. Así, en el diagrama inferior (τ_3 vs. τ_4), se han incluido las FDP teóricas; el trazo continuo corresponde a distintas combinaciones de parámetros de una FDP GVE y el punto corresponde al caso particular de la Gumbel. Todos los conjuntos de puntos próximos a la distribución teórica representan regiones homogéneas que logran la estimación regional de los eventos. La figura de arriba (τ_3 vs. τ_2) es una correspondencia de la otra, puesto que conserva homogeneidad en sus estadísticos.

Figura 5. Diagramas de Momentos-L con datos de la región de estudio.

Si se desea aplicar el concepto formulado por Hosking y Wallis [8], descrito en el párrafo anterior, la conformación de regiones homogéneas no es muy fácil. Una combinación favorable surge al aplicar el método de las *k-medias*, definiendo como variables importantes a los *Momentos-L* y a las características geográficas de las estaciones.

La Figura 6 presenta el diagrama híbrido con *Momentos-L* (en particular $\tau_3 = L - C_v$), la altitud y las coordenadas geográficas, las cuales fueron necesarias para definir 4 regiones con características homogéneas. En la parte superior se presenta una vista tridimensional, con el coeficiente de variación en el eje vertical y las coordenadas de las estaciones en el plano horizontal. Se puede apreciar que los puntos de cada región y su respectivo centroide forman nubes relativamente cercanas entre sí. En la parte inferior de la Figura 6 se aprecia una vista de la conglomeración de las cuatro regiones.

Figura 6. Diagramas híbridos de momentos-L que muestran regiones homogéneas, obtenidas al agrupar características similares de acuerdo con el método de las *k-Medias* con distancias Euclidianas.

En la Tabla 2 se indica la cantidad de miembros (estaciones) que componen cada región y un resumen de los parámetros que caracteriza al centroide correspondiente.

Tabla 2. Parámetros que representan centroides de las cuatro regiones homogéneas

Clúster o Región	No. Est.	%	τ_2 [adim]	ALT [msnm]	LAT [°]	LONG [°]
1	27	23,68	0,1867	3079,41	17,0013	67,4953
2	50	43,86	0,1632	3765,78	16,4895	68,1898
3	17	14,91	0,2247	1032,94	15,9486	67,5457
4	20	17,54	0,1995	3278,00	15,4703	68,8661

ESTIMACIÓN REGIONAL

Una vez definidos los grupos homogéneos (Figura 8), se utilizan las SMA de las estaciones que caen en cada región, se estandarizan respecto a la media de cada estación y se forman las series *estaciones-año* para cada una de las regiones; a continuación, se aplica el análisis regional de frecuencias a cada

serie y se obtiene el mejor modelo de ajuste. En la Figura 7 se presenta una comparación gráfica entre las FDP teóricas y la FDP empírica, dada por la fórmula de Weibull, $T = (n + 1)/m$, donde T es periodo de retorno, n número de datos, y m orden de la serie.

Figura 7. Resultados del análisis de frecuencia regional.

Los eventos de diseño, $(x_i)_T$, para el periodo de retorno deseado, T , se obtienen al multiplicar el promedio de la SMA, $\bar{x}_j$, considerada en algún sitio de una región predeterminada, por el factor regional, y_T , aportados en la Tabla 3.

Tabla 3. Factores regionales y_T para las regiones homogéneas 1, 2, 3, y 4.

T [años]	$p^{(1)}$	$Z^{(2)}$	$y_T = (x_i)_T / \bar{x}_j$			
			Reg.1	Reg.2	Reg.3	Reg.4
1000	0,999	6,9073	3,330	3,472	3,009	3,197
500	0,998	6,2136	3,009	3,001	2,749	2,917
200	0,995	5,2958	2,620	2,467	2,422	2,523
100	0,99	4,6001	2,348	2,156	2,185	2,194
50	0,98	3,9019	2,091	1,903	1,957	1,878
20	0,95	2,9702	1,767	1,618	1,666	1,573
10	0,9	2,2504	1,528	1,420	1,452	1,384
5	0,8	1,4999	1,285	1,225	1,238	1,203
2	0,5	0,3665	0,928	0,941	0,932	0,941
1,25	0,2	-0,4759	0,668	0,734	0,717	0,750
1,1111	0,1	-0,8340	0,558	0,646	0,629	0,669
1,0101	0,01	-1,5272	0,347	0,478	0,463	0,512

¹⁾ $p = (T-1)/T$, ²⁾ $Z = -\ln(-\ln p)$

ANÁLISIS DE RESULTADOS

Con la finalidad de verificar la bondad de la metodología propuesta se realizó el cálculo de eventos para cada estación ubicada en las regiones geográficas de la Figura 8, primero con un modelo de FDP individual y luego aplicando el modelo regional propuesto. La columna Reg. en la Tabla 1 indica la pertenencia de cada estación con la región 1, 2, 3 ó 4.

Figura 8. Regiones homogéneas de SMA de lluvia diaria para la zona de estudio.

Figura 9. Comparación de FDP ajustadas individualmente y las obtenidas por Ajuste Regional para algunas SMA de la región de estudio.

La Figura 9 presenta comparaciones de las predicciones de precipitación para unas cuantas estaciones de cada región. Cada gráfico contiene las SMA de dos estaciones por región, el ajuste con la FDP obtenida individualmente (Gumbel) y el contraste con el ajuste regional aplicando los factores de la Tabla 3.

En la Tabla 4 se comparan los valores calculados con el análisis puntual y el regional, obtenidos para algunas estaciones de las cuatro regiones. Los valores de dicha tabla presentan un cambio en la tendencia de eventos mayores a 50 años, situación que se evidencia en las series con mayor información; por ejemplo, las estaciones El Alto y San Calixto (Figura 10), registraron eventos extremos importantes y transfieren esta información a las estaciones cercanas. Este efecto es importante al momento de realizar un análisis particular en cada caso; así el ajuste individual con la FDP Gumbel predice resultados menores a los registrados en la región homogénea. La Figura 10 muestra un ejemplo de este caso; primero, en la estación El Alto el modelo regional estima los eventos grandes mejor que un análisis puntual. Luego, en la estación San Calixto, con 88 años de registro, el modelo individual GVE-I se ajusta mejor a la serie extensa, pero al hacer la estimación regionales evidente que la estación recibe información de las estaciones vecinas.

Figura 10. Comparación con estaciones de mayor record de información.

Prueba de homogeneidad

Se aplicó la prueba de Fisher a las series de las regiones conformadas, y con base en el parámetro crítico, $F_c(\alpha, N, M)$, se verificó que la mayoría de las estaciones en cada zona están en la región de aceptación: $F = (L - C_{V1}/L - C_{V2})^2 \leq F_c$, con $\alpha=5\%$; N y M son las longitudes de las SMA, en este caso se supone el caso extremo cuando se tiene poca información.

Tabla 4. Comparación de lluvia diaria máxima anual estimadas con análisis puntual y regional.

T [años] =				2	5	10	20	50	100	500
Probabilidad =				0,5	0,8	0,9	0,95	0,98	0,99	0,998
N.	Reg.	Estación	FDP	SMA de lluvia diaria, P , en mm						
1	1	Araca	REG.	23,6	32,7	38,8	44,9	53,2	59,7	76,5
	1	Araca	Gum.	23,4	34,5	41,8	48,9	58,1	64,9	80,8
5	1	Caracato	REG.	18,9	26,2	31,1	36,0	42,6	47,8	61,3
	1	Caracato	Gum.	19,5	24,1	27,1	29,9	33,7	36,5	42,9
10	1	Huaraco	REG.	17,5	24,2	28,8	33,3	39,4	44,2	56,7
	1	Huaraco	Gum.	17,5	24,7	29,4	33,9	39,8	44,2	54,4
15	1	Miguilla	REG.	41,6	57,6	68,5	79,3	93,8	105,3	135,0
	1	Miguilla	Gum.	42,7	54,2	61,9	69,2	78,6	85,7	102,1
20	1	Quime	REG.	22,7	31,5	37,4	43,3	51,2	57,5	73,7
	1	Quime	Gum.	22,5	33,2	40,3	47,1	55,9	62,5	77,7
25	1	Suri	REG.	48,6	67,2	79,9	92,4	109,4	122,8	157,4
	1	Suri	Gum.	49,3	65,6	76,4	86,7	100,1	110,1	133,3
30	2	Calamarc	REG.	18,3	23,8	27,6	31,5	37,0	41,9	58,3
	2	Calamarc	Gum.	18,5	23,6	27,0	30,3	34,5	37,7	45,0
35	2	ElAltoAL	REG.	27,9	36,4	42,2	48,1	56,5	64,1	89,2
	2	ElAltoAL	Gum.	27,9	37,6	44,0	50,2	58,1	64,1	77,9
40	2	ElBelén	REG.	22,9	29,8	34,5	39,3	46,2	52,4	72,9
	2	ElBelén	Gum.	23,2	28,9	32,7	36,3	41,0	44,5	52,6
45	2	Lambate	REG.	31,6	41,1	47,7	54,3	63,9	72,4	100,7
	2	Lambate	Gum.	32,2	39,4	44,1	48,6	54,4	58,8	68,9
50	2	LPAItoSe	REG.	22,9	29,9	34,6	39,5	46,4	52,6	73,2
	2	LPAItoSe	Gum.	23,6	27,9	30,7	33,5	37,0	39,7	45,8
55	2	LPEIteja	REG.	30,4	39,6	45,9	52,3	61,5	69,7	97,0
	2	LPEIteja	Gum.	30,2	41,5	48,9	56,1	65,3	72,2	88,2
60	2	LPPlazaV	REG.	25,8	33,5	38,9	44,3	52,1	59,0	82,2
	2	LPPlazaV	Gum.	26,3	32,0	35,8	39,4	44,0	47,5	55,6
65	2	LPVTinto	REG.	31,9	41,6	48,2	54,9	64,6	73,2	101,8
	2	LPVTinto	Gum.	32,0	42,6	49,7	56,5	65,3	71,9	87,1
70	2	Palcohom	REG.	21,2	27,6	32,0	36,4	42,8	48,5	67,5
	2	Palcohom	Gum.	21,6	26,3	29,4	32,4	36,2	39,1	45,8
75	2	Tiwanacu	REG.	26,1	34,0	39,5	45,0	52,9	59,9	83,4
	2	Tiwanacu	Gum.	26,1	35,0	40,9	46,6	53,9	59,4	72,0
80	3	Bautista	REG.	53,2	70,6	82,9	95,1	111,7	124,7	156,9
	3	Bautista	Gum.	53,7	71,9	84,0	95,5	110,5	121,7	147,6
85	3	Covendo	REG.	78,4	104,2	122,2	140,2	164,7	184,0	231,5
	3	Covendo	Gum.	80,1	102,2	116,8	130,8	149,0	162,6	194,1
90	3	PltaCahu	REG.	49,1	65,2	76,5	87,7	103,1	115,1	144,8
	3	PltaCahu	Gum.	48,5	70,7	85,5	99,6	117,8	131,5	163,1
94	3	VillaBarr	REG.	33,8	44,9	52,7	60,4	71,0	79,3	99,8
	3	VillaBarr	Gum.	34,7	43,3	48,9	54,4	61,4	66,7	78,9
95	4	Ancohuma	REG.	25,7	32,9	37,8	43,0	51,3	60,0	79,7
	4	Ancohuma	Gum.	26,1	32,8	37,2	41,4	46,9	51,0	60,4
100	4	Carabuco	REG.	21,5	27,5	31,6	35,9	42,9	50,1	66,6
	4	Carabuco	Gum.	21,8	27,5	31,3	34,9	39,6	43,1	51,2
105	4	Curupamp	REG.	28,4	36,3	41,8	47,5	56,7	66,3	88,1
	4	Curupamp	Gum.	28,4	38,1	44,5	50,7	58,6	64,6	78,4
110	4	Santiago	REG.	21,9	28,0	32,3	36,6	43,8	51,1	68,0
	4	Santiago	Gum.	21,8	29,9	35,3	40,4	47,1	52,1	63,6
114	4	VillaPuni	REG.	25,8	33,0	38,0	43,2	51,6	60,3	80,1
	4	VillaPuni	Gum.	25,8	34,6	40,4	46,0	53,2	58,6	71,0

CONCLUSIONES

La región de estudio tiene una red con poca densidad de estaciones, pero el análisis regional coadyuva a que las estaciones de gran amplitud de datos transfieran información a sitios que no la tienen o sólo tienen pocos registros, de tal manera que el análisis regional logra una mejora en la estimación de eventos extremos para la zona de estudio.

Al emplear las características de las SMA, como los *Momentos-L*; con la altitud y coordenadas geográficas, se ha logrado delimitar cuatro regiones homogéneas y se han obtenido factores regionales de diseño, que permiten la estimación de eventos extremos de lluvia diaria máxima anual en cualquier sitio.

A partir de la Figura 8 se observa que la región 1 comprende el altiplano y subcuencas del sur; en cambio, la región 2 está definida por gran parte de la cuenca del Río La Paz y el altiplano medio. La región 3 abarca zonas geográficas de los llanos y pie de montaña. Por último, la región 4 comprende las montañas, el altiplano norte y sectores del Lago Titicaca.

Las Figuras 9 y 10 muestran que, al conformar regiones homogéneas, las estimaciones de lluvias de diseño son más confiables que las obtenidas con el análisis individual por estaciones, sobre todo para periodos de retorno grandes. Esta ventaja es más clara en el caso de estaciones sin datos o con poca información. Adicionalmente, los resultados del análisis regional se pueden utilizar para realizar estimaciones de lluvias para el diseño en sitios no instrumentados, para lo cual únicamente se requiere identificar el sitio en alguna de las regiones y estimar la media de precipitaciones diarias máximas anuales de las estaciones vecinas; luego, por interpolación se calcula el valor puntual en el sitio de interés. Finalmente, se aplican los factores regionales y se estima la lluvia para un periodo de retorno.

Una aplicación práctica con los resultados presentados es calcular el caudal pico de una crecida o su hidrograma. Esto se logra, primero, estimando la duración de la tormenta, d , para la cuenca de interés; que para cuencas pequeñas es aproximadamente igual al tiempo de concentración, $d = t_c$ [2]. Luego, se obtiene el cociente empírico de lluvias, $K_d = P_T^d / P_{24}^T$, con base en resultados de estudios

locales [4-5] y para el periodo de retorno deseado. De esta forma, se puede calcular la lluvia total en términos de la lluvia diaria, P_{24}^T , y K_d , es decir: $P_T^d = K_d \cdot P_{24}^T$.

Luego, para obtener un hietograma sintético se aplica el criterio de distribución temporal propuesto por Luna y Domínguez [23], quienes plantean disgregar las tormentas de corta o larga duración. Una vez que se tiene la lluvia total o el hietograma se puede aplicar un modelo de lluvia-escorrentía para estimar el hidrograma en la cuenca de estudio.

Por último, conviene recalcar que al contar con estimaciones más confiables de las precipitaciones de diseño se logrará también una mejor estimación de crecidas en la zona.

Los resultados logrados en este estudio han sido desarrollados con datos de la red meteorológica de la región, proporcionados por el Servicio Nacional de Meteorología e Hidrología de Bolivia. El presente aporte otorga un conocimiento para la predicción de eventos extremos en la región, a fin de que los proyectistas incluyan el método y resultados en el diseño hidrológico. Del mismo modo, se espera que la metodología sea replicada en toda la red meteorológica del país.

En estudios posteriores se recomienda actualizar la información para tomar en cuenta eventos extremos de recientes años.

Se ha demostrado que la información meteorológica es muy valiosa para cuantificar eventos extremos y los relacionados con el manejo de los recursos hídricos. A pesar de que la región estudiada tiene una REM poco densa, los resultados hallados proporcionan información confiable para el diseño de obras hidráulicas; en cambio, en otras regiones del país la densidad de las redes hidrometeorológicas es mucho menor, por tanto es recomendable instalar estaciones en sitios definidos estratégicamente para lograr resultados favorables en la modelación meteorológica e hidrológica.

AGRADECIMIENTOS

El presente trabajo fue elaborado con apoyo del Instituto de Ingeniería de la Universidad Nacional Autónoma de México.

Se agradece la información proporcionada al Servicio Nacional de Meteorología e Hidrología de Bolivia y a sus funcionarios ingenieros: Carlos Díaz, Luis Noriega, Javier Mendoza y Virginia Chávez.

REFERENCIAS

- [1] USDA. "Urban Hydrology for Small Watersheds". Engineering Division, Soil Conservation Service, US Department of Agriculture, Washington, DC Tech. Rep. 55. USA. URL: <ftp://ftp.wcc.nrcs.usda.gov>. 1986.
- [2] V.T. Chow, D. Maidment y L. Mays. "Hidrología Aplicada". Mc Graw Hill, Traducido de la primera edición en inglés de Applied Hydrology, p. 585. Bogotá, Colombia. 1994. ISBN: 958-600-171-7.
- [3] A.D. Feldman; US Army Corps. "Hydrologic Modelling System HEC-HMS, Technical Reference Manual". Hydrologic Engineering Center. Davis, p. 157. California, USA. 2000.
- [4] J.C. Mendoza R. "Estudio del Régimen Pluviométrico en la Cuenca del Río La Paz". Proy. de Grado Ingeniería Civil. Facultad de Ingeniería. Universidad Mayor de San Andrés. Bolivia. 1994.
- [5] J.A. Luna V. "Análisis de Ecuaciones para la Relación Precipitación-Duración-Frecuencia". Recursos Hídricos. IHH-UMSA. Bolivia. Vol. 1 N° 2, pp. 58-71. Agosto 2002.
- [6] J.R. Hosking, J.R. Wallis and E.F. Wood. "Estimation of the Generalized Extreme- Value Distribution by the Method of Probability Weighed Moments". Technometrics. Vol. 27, Issue 3, pp. 251-261. August, 1985. ISSN: 00401706.
- [7] J.R. Hosking. "L - moments: analysis and estimation of distribution using linear combinations of order statistics". Journal of the Royal Statistical Society. Vol. 52, Issue 1, pp. 105-124. 1990. ISSN: 00359246.
- [8] J.R.M. Hosking y J.R. Wallis. "Regional Frequency Analysis - an Approach Based on L-Moments". Cambridge University Press, 1ra Ed., p. 224. Cambridge, UK. 1997. ISBN: 0-521-43045-3.
- [9] J.R. Stedinger, R.M. Vogel and E. Foufoula-Georgiou. "Frequency Analysis of Extreme Events". En Handbook of Hydrology. C.18. Ed. D. Maidment-Mc Graw Hill, pp. 18.1-18.66. NY, USA. 1993. ISBN: 0070397325.

- [10] C.A. Escalante S. y L. Reyes Ch. "Técnicas Estadísticas en Hidrología". Facultad de Ingeniería. Universidad Nacional Autónoma de Madrid. 2da Ed., p. 298. 2005.
- [11] R.M. Vogel and N.M. Fennessey. "L-Moment Diagrams Should Replace Product Moment Diagrams". Water Resources Research. Vol. 29, Issue 6, pp. 1745-1752. June, 1993. ISSN 0043-1397.
- [12] D.F. Campos A. "Análisis Probabilístico Univariado de Datos Hidrológicos". AMH-IMTA, Avances en Hidráulica 13, pp. 133-161. México, DF. 2006. ISSN 1405-7743.
- [13] T. Dalrymple. "Flood Frequency Methods". U.S. Geological Service. Water Supply. Vol. 1543(A), pp. 11-51. 1960. URL: <http://pubs.er.usgs.gov/>
- [14] R. Domínguez M., C. Bouvier, L. Neppel, and H. Lubes. "Approche régionale pour l'estimation des distributions ponctuelles des pluies journalières dans le Languedoc-Roussillon (France)". Hydrological Sciences Journal. Vol. 50, Issue 1, pp. 17-29. 2005. ISSN 0262-6667.
- [15] D.F. Campos A. "Ajuste Regional de la Distribución GVE en 34 Estaciones Pluviométricas de la Zona Huasteca de San Luis Potosí". Agrociencia, pp. 57-70. México. 2008. ISSN 1405-3195.
- [16] Sandra E. Palacios C. "Tormentas de Diseño en el Río Grijalva-México". Tesis de Maestría. Facultad de Ingeniería. Universidad Nacional Autónoma de México. México. 2010.
- [17] Y. Lihua and D. Meilan. "Based on k-means and fuzzy k-means algorithm classification of Precipitation". International Symposium on Computational Intelligence and Design. IEEE Computer Society, pp. 218-221. 2010. ISSN 978-0-7695-4198-3.
- [18] I.J. Pelczer and H.L. Ciséros-Iturbe. "Identification of rainfall patterns over the Valley of Mexico". 11th International Conference on Urban Drainage. Edinburgh, Scotland, UK. pp. 1-9, 2008.
- [19] C. Cunnane. "Methods and merits of regional flood frequency analysis". Journal of Hydrology. B.V. Amsterdam: Elsevier Science Publishers. Vol. 100, pp. 269-290. 1988. ISSN: 0022-1694.
- [20] J.A. Greenwood, J. Maciunas Landwehr N, C. Matalas and J. R. Wallis. "Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form". Water Resources Research. Vol. 15, Issue 5, pp. 1049-1054. October, 1979. ISSN 0043-1397.
- [21] A.T. Buishand. "Extreme rainfall estimation by combining data from several sites". Journal of Hydrological Sciences. Vol. 36, Issue 6, pp. 345-365. August, 1991. ISSN: 0262-6667.
- [22] P. Vauchel. "Guía de Usuario del Programa HYDRACCESS". IRD, Programa HIBAM. 2005.
- [23] J.A. Luna V. y R. Domínguez M. "Comparación de hietogramas sintéticos para diseño hidrológico". XXIV Congreso latinoamericano de hidráulica. Punta del Este, Uruguay. IAHR – AIIH. N° 3a-144, 13 p. 2010.