

Análisis de Frecuencia Regional aplicado a sucesos extremos en la cuenca del río Grande, Mendoza, Argentina

Florencia R. Manduca Rayón⁽¹⁾, *Emilce Vaccarino*⁽¹⁾, *Federico Bizzotto*⁽¹⁾ y *Alberto I. J. Vich*^(1,2),

(1) Instituto de Estudios del Ambiente y Recursos Naturales, Facultad de Filosofía y Letras, Universidad Nacional de Cuyo, Centro Universitario, Parque General San Martín, 5500 Mendoza, Argentina. florcichus@hotmail.com

(2) Instituto Argentino de Nivología, Glaciología y Ciencias Ambientales (IANIGLA-CONICET), Av. Adrián Ruiz Leal s/n, Parque General San Martín, 5500 Mendoza, Argentina, aijvich@mendoza-conicet.gov.ar

RESUMEN: Palabras claves: Cuenca del río Grande, análisis de frecuencias, caudal diario máximo medio, suceso extremo.

El análisis de frecuencias de sucesos extremos (caudal diario máximo) es un proceso complejo y de apreciable incertidumbre. Se utiliza información hidrológica disponible en la región, con el objetivo de aumentar la confiabilidad en las estimaciones. Se trata de paliar el déficit temporal con la abundancia espacial, a través de la transferencia de información de las diferentes estaciones de la región.

El Análisis Exploratorio de Datos (AED) es imprescindible para la detección de errores, valores atípicos, verificación de supuestos básicos o faltas de homogeneidad en las series utilizadas.

El procedimiento fue aplicado en el estudio de la cuenca del río Grande, ubicada al sur de la provincia de Mendoza. Se estimaron los cuantiles regionales, usando momentos L regionalizados a partir de distintas agrupaciones de las estaciones. Se verificó su homogeneidad a través de pruebas de Discordancia y Heterogeneidad H_2 y la adopción de la distribución de mejor ajuste por medio de la medida Z^{DIST} y PUM_T . Las distribuciones utilizadas son: General de Valores Extremos (GVE), Logística Generalizada (GLO), Generalizada Normal (3 parámetros, GNO), Normal (NOR), Gumbel (GUM), Pareto Generalizada (GPA, de poco uso en la estimación de caudal diario medio máximo anual), exponencial (EXP), Pearson III (PE3) y Wakeby (WAK). Se hicieron distintos agrupamientos de las 28 estaciones hidrológicas existentes a lo largo de la Cordillera, en un amplio gradiente latitudinal.

El caudal máximo diario, derivado del análisis de frecuencia regional, es superior al encontrado en el análisis de frecuencia para cada sitio. GNO y GUM presentan el mejor ajuste. En general, los cuantiles son menores o similares en algunos sitios, pero mayores en relación a los obtenidos en el análisis tradicional para cada punto.

INTRODUCCION

El comportamiento de las variables hidrológicas se describe con la ayuda de funciones de distribución de probabilidades, particularmente en la estimación de sucesos extremos (caudal diario máximo diario, caudal máximo instantáneo, etc.) correspondientes a diferentes periodos de retorno. Se trata de un proceso complejo y de una apreciable incertidumbre, debido al carácter de excepcional del suceso extremo (gran periodo de retorno) y a que los registros de las observaciones de tal suceso son generalmente cortos para extrapolar con criterio a tiempos de retorno grandes. Sumado a ello, se tiene el inconveniente en la elección del modelo probabilístico que ‘mejor’ ajusta, ya que esto constituye un motivo de controversia entre los especialistas y no existe un mecanismo de aceptación universal.

Con el fin de aumentar la confiabilidad en las estimaciones, se hace uso de toda la información hidrológica disponible. Se trata de paliar el déficit temporal de información con la abundancia espacial, aumentando la longitud de los registros disponibles mediante la transferencia de información de diferentes sitios. Este procedimiento de análisis regional desarrollado por Hosking y Wallis [7] fue aplicado a la variable caudal diario máximo, observado en distintas estaciones de la cuenca del río Grande, Mendoza, determinándose las curvas adimensionales de frecuencia de los cuantiles de caudal máximo en distintos sitios de ella.

MATERIALES Y METODOS

Descripción de la cuenca del río Grande

La cuenca del río Grande se encuentra ubicada al sur de la provincia de Mendoza, en el departamento Malargüe. Se extiende entre los paralelos 34° 56' y 35° 59' latitud sur y entre los meridianos 69° 55' y 70° 37' longitud este [12]. El punto de cierre se estableció en la estación de aforo La Gotera (35 °52' latitud sur, 69° 53' longitud oeste), próximo a la localidad de Bardas Blancas. Limita al norte con la divisoria de aguas de la cuenca del río Atuel. El límite oeste está constituido por las altas cumbres de la cordillera principal, en un frente cordillerano de aproximadamente 130km de longitud. El límite este, sobre la cuchilla de Los Entumidos, sigue compartiendo la divisoria de aguas con la cuenca del río Atuel y posee elevaciones superiores a los 4000m. Luego, el parteaguas, localizado sobre la sierra de Las Aguadas, comparte la divisoria de aguas con las cuencas de los ríos Salado, Pincheira y Malargüe. El límite sur, que separa aguas entre las cuencas de los ríos Grande y Barrancas, se extiende desde la cordillera principal hasta el punto de cierre, sobre distintos cordones montañosos.

El río Grande es el más caudaloso de todos los ríos andinos de la cuenca del río Colorado. Se forma en la confluencia de los ríos Tordillo y Valenzuela, a la salida de la quebrada de La Estrechura. Drena principalmente las aguas provenientes del faldeo oriental de la cordillera principal y de los aportes del contrafuerte divisorio del río Atuel. Sus principales afluentes son los ríos Valenzuela, Chico y Poti Malal; todos ellos aforados [18]. La

cuenca del río Valenzuela, con punto de cierre en la confluencia con el río Tordillo, posee un área de drenaje de 210km². La cuenca del río Chico tiene su punto de cierre en la confluencia con el río Grande y presenta una extensión de 590km². La cuenca del río Poti-Malal, en la desembocadura con el río Grande, tiene una extensión de 755km². El punto de cierre de la cuenca del río Grande en el inicio del río homónimo presenta una extensión de 1330km²; en la localidad de La Gotera, sobre el puente de la ruta nacional Nro. 40, es de 4950,65km². La cuenca posee una forma ligeramente rectangular con orientación predominante norte-sur, el lado mayor paralelo a la cordillera principal y el contorno muy irregular.

El basamento de la cuenca está formado por vulcanitas e hipabisales del Grupo Choiyoi (andesitas, dacitas, riolitas y sus tobas) de edad Pérmica superior a Triásica inferior, que ocupan la porción al noreste de la naciente del río Grande y la parte suroriental de la cuenca. Continúan en la sucesión litológica las sedimentitas marinas del Jurásico inferior a superior (formaciones El Freno, Puesto Araya, El Codo y parte de Puchenque), predominantemente compuestas por sedimentitas clásticas (conglomerados, areniscas y pelitas) y evaporitas y rocas carbonáticas (yeso y calizas) (formaciones Tábanos, Lotena, La Manga, Auquilco y parte de Puchenque).

Geomorfológicamente, el área se caracteriza por presentar valles profundos con perfil en forma de U y un claro control estructural de rumbo nornordeste – sursuroeste. En las cuencas de los ríos Valenzuela, Cobre y Tordillo se manifiestan los efectos del permafrost, como la presencia frecuente de termocarst y congelifracturación en las laderas de los valles, a lo que se suman depósitos de tipo morénico. El fondo del valle del río Grande presenta extensos depósitos aluviales, en partes aterrizados, y en las alturas se observan circos en los que se desarrollan campos de nieve y aretes, típicos de la morfología glaciaria.

El macizo andino, donde se desarrolla la cuenca bajo análisis, se caracteriza por presentar cuatro niveles o pisos de vegetación. El piso glacial, por encima de 3700m de altitud, sin vegetación, donde el agua permanece congelada la mayor parte del año. El piso nival, situado entre los 3700 y 3000m de altitud presenta una vegetación pulvinada, en forma de cojines aplicados al suelo, con coberturas inferiores al 20%. El piso de las veranadas se ubica entre 1500 y 3000m de altitud, se caracteriza por el descongelamiento y congelamiento estacional, con presencia de gramíneas y leñosas. El cuarto piso es el de invernada, sobre áreas de piedemonte. Debe agregarse la vegetación riparia asociada a terrazas fluviales con corrientes de agua permanentes [11].

Estaciones de aforos

La información hidrológica analizada se corresponde con series de caudal diario medio y fue proporcionada, en su mayor parte, por la Subsecretaría de Recursos Hídricos de la Nación. Las estaciones de aforos (Tabla I) se localizan sobre la cordillera de Los Andes y serranías del noroeste argentino, en un amplio gradiente latitudinal que se extiende, prácticamente, a lo largo de todo el territorio nacional.

Tabla I: Estaciones de aforos.

RIO	ESTACION		LAT.	LONG.	AREA (km ²)	ALT. (msnm)	DATOS (%)	MES INICIO	RECORD
Bermejo	Aguas Blancas	ABL	22°43'	64°22'	4850	405	100.0	septiembre	1944-03
	Pozo Sarmiento	PSA	23°06'	64°13'	25000	296	100.0	septiembre	1940-03
Las Cañas	Potrero del Clavillo	LCA	27°24'	65°59'	1000	1300	100.0	septiembre	1943-03
Los Patos	Álvarez Condarco	ACO	31°57'	69°42'	3710	1950	95.4	julio	1952-03
	La Plateada	LPL	31°53'	69°41'	8500	1900	95.8	julio	1909-03
San Juan	Km 101	101	31°20'	69°06'	18348	1310	86.5	julio	1971-03
	Km 43,7	473	31°32'	68°53'	25670	945	99.9	julio	1909-03
Vacas	Punta de Vacas	VAC	32°51'	69°46'	570	2450	99.5	julio	1949-03
Cuevas	Punta de Vacas	CUE	32°51'	69°46'	680	2430	95.0	julio	1949-03
Tupungato	Punta de Vacas	TUP	32°51'	69°46'	1800	2430	95.0	julio	1949-03
Mendoza	Guido	GUI	32°51'	69°16'	9040	1238	100.0	julio	1956-03
Tunuyán	Valle de Uco	UCO	33°47'	69°15'	2380	1200	97.7	julio	1944-03
Diamante	La Jaula	LJA	34°40'	69°19'	2753	1500	98.5	julio	1970-03
	Puente Sosneado	PSO	35° 05'	69° 36'	2385	1580	97.6	julio	1972-06
Atuel	Loma Negra	LNE	35 04'	69°07'	3860	1340	100.0	julio	1981-06
	La Angostura	LAN	35° 02'	68° 52'	3800	1200	99.8	julio	1906-06
Salado	Cañada Ancha	CAN	35° 13'	69° 46'	810	1700	95.5	julio	1939-06
Pincheira	Pincheira	PIN	35° 31'	69° 48'	160	1750	88.3	julio	1967-06
	La Estrechura	LES	35° 19'	70° 18'	1070	1690	81.5	julio	1977-06
Grande	La Gotera	LGO	35° 52'	69° 53'	6180	1400	94.8	julio	1971-06
	Valle Noble	VAL	35° 19'	70° 18'	243	1680	79.0	julio	1977-06
Valenzuela	Las Loicas	CHI	35° 48'	70° 05'		1500	94.4	julio	1991-06
Poti Malal	Puesto Gendarmería	PMA	35° 52'	69° 57'	840	1485	93.5	julio	1971-06
Colorado	Buta Ranquil	BRA	37° 06'	69° 44'	15300	850	-	julio	1939-05
Neuquén	Paso de Indios	PDI	38°32'	69°25'	30843	498	100.0	abril	1903-03
Limay	Paso Limay	PDL	40°32'	70°26'	26400	538	100.0	abril	1903-95
Chubut	El Maitén	EMA	42°06'	71°10'	1200	680	99.5	abril	1943-03
	Los Altares	LAL	43°51'	68°30'	16400	275	97.4	abril	1943-03
Santa Cruz	Charles Fuhr	CFU	50°16'	71°54'	15530	206	94.00	septiembre	1955-03

Análisis exploratorio de datos (AED)

En general, las distintas series presentaban porcentajes disímiles de datos faltantes. Se efectuó un AED con el objeto de rellenar los vacíos, ordenar y preparar la información disponible, caracterizar de manera sintética la variable a analizar, evaluar algunos supuestos básicos subyacentes en el diseño de test estadísticos y detectar valores fuera de rango.

En función de la extensión del vacío o laguna de información, se aplicaron distintos procedimientos para su rellenamiento [4]. Para una longitud de tres días de datos perdidos se emplea un polinomio interpolador de tercer

grado. Si la extensión de la laguna varía entre 4 y 20 días, se usa un modelo autorregresivo de primer orden con corrección, siempre y cuando exista información precedente a la laguna, cuya extensión sea entre dos y tres veces la longitud de la interrupción. Para vacíos mayores de 20 días se utiliza el método **MOVE (Maintenance Of Variance Extention)**, que se emplea cuando existe información en otro sitio con características similares (estación base) y un registro común que incluya la interrupción. Este método preserva mejor las características estadísticas de la serie, que los métodos tradicionales de regresión. Para cada sitio a rellenar se tomaron distintas series como base. Las series base adoptadas son las que presentaron el mayor coeficiente de correlación.

Se verificaron las condiciones de: normalidad, independencia y aleatoriedad de las series de caudal diario máximo. Para evaluar la normalidad se aplicaron los Test de Shapiro-Wilks y Test de Asimetría y Curtosis [16]. La independencia entre las observaciones fue evaluada mediante el contraste del coeficiente de correlación serial con un retardo de 1 y 2 años [14], el test de Bartlett y el de Von Neuman. La medida de la aleatoriedad se realizó mediante los Test de Rachas y Test de Kendall [9].

Posteriormente, se analizó si las series eran homogéneas o estacionarias, aspecto fundamental para un posterior análisis de frecuencia. Series estacionarias son aquellas que provienen de regímenes hidrológicos que no han sufrido alteraciones naturales o artificiales. La falta de homogeneidad más frecuente proviene de la intervención humana (trasvase de cuenca, construcción de embalses, cambios en el uso del suelo, etc.) y de fluctuaciones en el régimen de las precipitaciones y las temperaturas, producto del calentamiento global. Los sistemas hidrológicos son potencialmente sensibles al cambio climático, lo que implica importantes modificaciones en la magnitud y temporalidad de los escurrimientos (crecientes y estiajes). Existen evidencias de alteración del ciclo del agua en las cuencas andinas durante el siglo XX, dado por la retracción y pérdida de masa de los glaciares de montaña durante los últimos 100 años y particularmente durante las últimas décadas.

En los sistemas naturales la variabilidad es la condición normal y, por lo tanto, no existen series estrictamente homogéneas. Pese a ello, a los fines prácticos pueden ser consideradas como series estacionarias ya que la información hidrológica empleada proviene de cuencas que poseen muy baja intervención humana. Por otra parte, la sola sospecha de cambios a escala planetaria en las condiciones climáticas obliga a evaluar el régimen de escurrimiento en lo relacionado con modificaciones en la tendencia de largo plazo o cambios abruptos en los valores medios.

La metodología empleada en la evaluación de la tendencia de largo plazo se basa en pruebas estadísticas paramétricas: **t** de Student [14], y no paramétricas: **SROC** Spearman (Rank Order Correlation) muy usado por la Organización Meteorológica Mundial [9], Mann-Kendall [6] [20] y sus modificaciones de corrección de la varianza [5] y preblanqueo [22].

Existen numerosos métodos para la detección de cambios abruptos o saltos en una serie de observaciones hidrológicas [15]. El test comúnmente usado es el test paramétrico t de Student secuencial. Se basan en la verificación de la igualdad estadística de dos medias muestrales, lo que significa que ambas muestras pertenecen a la misma población y, por lo tanto, no ha habido cambios abruptos en el régimen hidrológico debido a causas antrópicas (trasvase, construcción de embalses, etc.) o modificaciones en la circulación general en la atmósfera.

También se han aplicado otros test, como: Pettitt [13], Buishand [1] o Worsley [21]. Se tratan de test no paramétricos, de fácil aplicación y válidos para la detección de un sólo punto de cambio; su principal inconveniente radica en el hecho que en algunos casos previamente debe eliminarse la tendencia en la serie y que las observaciones se encuentren normalmente distribuida.

A veces se presentan datos fuera de rango, atípicos o dudosos; se trata de medidas muy grandes o pequeñas comparadas con el resto de los valores de la variable bajo análisis y se sospecha que no son representativos de la población de donde se ha extraído la muestra. Su importancia radica en que pueden distorsionar los contrastes estadísticos. Para probar la presencia de datos atípicos se emplearon el conocido Test de Grubbs [17], el Test de Rosner [2] y el desarrollado por la Interagency Advisory Committee on Water Data [8]. Proveen evidencia estadística de que los valores extremos (máximos o mínimos) no se ajustan a la distribución probabilística subyacente en la muestra. En general, los métodos de detección son sencillos y directos, pero el tratamiento de cada uno de ellos requiere de la incorporación de condiciones matemáticas y de consideraciones hidrológicas. De existir valores dudosos altos, deben ser comparados con la información histórica y de crecientes en sitios cercanos a fin de excluirlos o no del análisis. El tratamiento de este tipo de información siempre contiene una cuota de subjetividad y prácticamente no existe una metodología de aceptación universal.

Análisis de frecuencia regional

El objetivo del análisis de frecuencia regional es obtener frecuencia (valor esperado para determinado tiempo de retorno, probabilidad de ocurrencia, etc.) de algún fenómeno extremo, en una determinada región. Se aplicó el desarrollado por Hosking y Wallis [7]. El método realiza algunas suposiciones, tales como: reemplaza la falta de información en un sitio particular con el aumento de información espacial asumiendo que este conjunto de estaciones es homogénea; las observaciones regionales tienen la misma función de distribución de probabilidades; la variable en los distintos sitios difiere en un factor de escala, que es la media o mediana de la distribución en cada estación. Para la estimación de cuantiles de **Q_{max}** regionales se calcularon las curvas de crecimiento para distintas funciones de distribución conjuntamente con el uso de los momentos **L** regionalizados. La curva de crecimiento, adimensional, es una relación funcional explícita entre un cuantil específico y su probabilidad de excedencia.

Los momentos **L** constituyen un sistema alternativo al método tradicional de momentos convencionales para la estimación de los parámetros de las funciones de distribución. Surgen de combinaciones lineales de los momentos ponderados probabilísticamente [3]. Para su cálculo se empleó un estimador insesgado de ellos [10]. Ellos son:

$$\mathbf{B}_0 = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N x_j \quad (1)$$

$$\mathbf{B}_1 = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \frac{(j-1)}{(N-1)} x_j \quad (2)$$

$$\mathbf{B}_2 = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \frac{(j-1)(j-2)}{(N-1)(N-2)} x_j \quad (3)$$

$$\mathbf{B}_3 = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \frac{(j-1)(j-2)(j-3)}{(N-1)(N-2)(N-3)} x_j \quad (4)$$

Donde: **N**, es el número de datos de la serie; x_j elemento **j** de la serie de tamaño **N** ordenada en forma ascendente. Los momentos **L** se estiman por:

$$\mathbf{L}_1 = \mathbf{B}_0 \quad (5)$$

$$\mathbf{L}_2 = 2 \mathbf{B}_1 - \mathbf{B}_0 \quad (6)$$

$$\mathbf{L}_3 = 6 \mathbf{B}_2 - 6 \mathbf{B}_1 + \mathbf{B}_0 \quad (7)$$

$$\mathbf{L}_4 = 20 \mathbf{B}_3 - 30 \mathbf{B}_2 + 12 \mathbf{B}_1 - \mathbf{B}_0 \quad (8)$$

Los cocientes de momentos **L** adimensionales, se calculan como:

$$\mathbf{L} - \mathbf{CV} = \frac{\mathbf{L}_2}{\mathbf{L}_1} \quad (9)$$

$$\mathbf{L} - \mathbf{CS} = \frac{\mathbf{L}_3}{\mathbf{L}_2} \quad (10)$$

$$\mathbf{L} - \mathbf{CK} = \frac{\mathbf{L}_4}{\mathbf{L}_2} \quad (11)$$

Previo al análisis regional propiamente dicho, es necesario recabar la mayor cantidad de información de distintos sitios y someterla a un exhaustivo análisis exploratorio de datos como el descripto, para corregir errores, rellenar las series, detectar observaciones atípicas, verificar supuestos estadísticos y analizar si son series estacionarias.

Posteriormente, se agrupan los sitios de observación dentro de una región homogénea y estos deben ser similares respecto a su distribución de frecuencias. Es decir, para que un sitio no pertenezca a un agrupamiento, la curva de distribución de frecuencia acumulada debe ser radicalmente diferente del promedio grupal. Ello se mide por medio de la medida de discordancia \mathbf{D}_k , que se determina empleando los cocientes de momentos **L**

adimensionales: **L-CV**, **L-CS** y **L-CK**. La medida de discordancia fue desarrollada por Hosking y Wallis [7] para testear si un sitio o estación es similar al resto de sitios del agrupamiento.

Cuando $\mathbf{D}_k > \mathbf{D}_{\text{crítico}}$, valor que se encuentra tabulado, indica que el sitio es discordante y no pertenece al grupo. Ello significa que dicha estación debe ser separada del grupo y sometida a un análisis de calidad más profundo. Se considera que el vector de momentos **L** representa un punto en el espacio y que el conjunto de estaciones de una región específica definen una nube de puntos. Cualquier punto que se aparte significativamente del centro de gravedad del conjunto de puntos, es considerado como discordante. Numéricamente, la magnitud de la discordancia es:

$$\mathbf{u}_k = (\mathbf{T}_2, \mathbf{T}_3, \mathbf{T}_4)^T \quad (12)$$

$$\mathbf{U} = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \mathbf{u}_i \quad (13)$$

$$\mathbf{A} = \sum_{i=1}^M (\mathbf{u}_i - \mathbf{U})(\mathbf{u}_i - \mathbf{U})^T \quad (14)$$

$$\mathbf{D}_k = \frac{1}{3} M (\mathbf{u}_i - \mathbf{U})^T \mathbf{A}^{-1} (\mathbf{u}_i - \mathbf{U}) \quad (15)$$

Donde el superíndice **T** denota la acción de trasposición de una matriz, \mathbf{u}_k es un vector columna de los cocientes de momentos **L**, **U** es la matriz columna promedio de vectores **u**.

La heterogeneidad se utiliza para evaluar cuándo un conjunto de estaciones de una región específica puede ser considerado como homogéneo. La medida de heterogeneidad \mathbf{H}_2 [7] empleada compara la variabilidad de los momentos **L** de cada sitio que conforman una región con la esperada, obtenida a partir de pruebas de simulación. Se define como:

$$\mathbf{V}_2 = \left[\frac{\sum_{k=1}^M N_k \left[(\mathbf{T}_2^{(k)} - \mathbf{T}_2^R)^2 + (\mathbf{T}_3^{(k)} - \mathbf{T}_3^R)^2 \right]}{\sum_{k=1}^M N_k} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (16)$$

$$\mathbf{H}_2 = \frac{(\mathbf{V}_2 - \mu_{\mathbf{V}_2})}{\sigma_{\mathbf{V}_2}} \quad (17)$$

La determinación de la media $\mu_{\mathbf{V}}$ y desviación estándar $\sigma_{\mathbf{V}_2}$ del estadístico \mathbf{V}_2 se logra mediante simulación. En cada una de ellas se determinan series sintéticas para cada sitio de la región, se calculan los momentos **L** regionalizados y se estima \mathbf{V}_2 . La generación de series sintéticas para cada sitio se realiza a partir de la de distribución de probabilidad de Kappa o Wakeby y haciendo equivalente la probabilidad acumulada $\mathbf{F}(\mathbf{x})$ a números aleatorios uniformemente distribuidos en el intervalo **(0,1)**. El número de simulaciones realizadas es

igual a 500. Los autores han propuesto que una región es *aceptablemente homogénea* si $H_2 < 1$, *posiblemente homogénea* si $1 < H_2 < 2$ y *heterogénea* si $H_2 > 2$.

Una vez comprobada la homogeneidad de la región propuesta, es necesario adoptar una distribución del conjunto de distribuciones candidatas que mejor ajusta. Las distribuciones candidatas empleadas en el análisis son: General de valores Extremos (**GVE**), Logística Generalizada (**GLO**), Generalizada Normal (3 parámetros, **GNO**), Normal (**NOR**), Gumbel (**GUM**), Pareto Generalizada (**GPA**, de poco uso en la estimación de caudal diario medio máximo anual), exponencial (**EXP**), Pearson III (**PE3**) y Wakeby (**WAK**).

Los cuantiles para las estaciones de la cuenca del río Grande de cada distribución candidata se obtienen del producto entre las ordenadas de la curva de crecimiento regionalizada adimensional y la mediana de cada sitio.

Para el procesamiento de los distintos agrupamientos, la definición de las curvas de crecimiento para las funciones citadas anteriormente (cuantiles y valor de la función de distribución) y la estimación de sus parámetros sobre la base de los momentos **L** regionalizados se elaboró un programa en FORTRAN, empleando las rutinas desarrolladas por Hosking [23].

Otra medida del grado de incertidumbre del agrupamiento, definida como la diferencia entre la función de distribución regional y los distintos sitios que integran el agrupamiento, para un cuantil de recurrencia **T** es:

$$PUM_T = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N_{\text{sitios}}} N_i (\ln x(T)_i - \ln x(T)_i^R)^2}{\sum_{i=1}^{N_{\text{sitios}}} N_i}} \quad (18)$$

Donde el subíndice **i** indica el “i-enésimo” sitio del agrupamiento, el exponente **R** denota el valor regional, **x(T)** es el cuantil adimensional de recurrencia **T**. Para una función específica, el menor valor indica un buen agrupamiento.

La adopción de la función de distribución que mejor ajusta a los momentos **L** regionalizados de los datos observados, se realiza sobre una medida de bondad de ajuste Z^{DIST} definida por Hosking y Wallis [7]. Se expresa como:

$$Z^{\text{DIST}} = \frac{\tau_4 - T_4^R + B_4}{\sigma_4} \quad (19)$$

$$B_4 = \frac{1}{N_s} \sum (T_4^{(m)} - T_4^R) \quad (20)$$

$$\sigma_4 = \sqrt{\frac{1}{N_s - 1} \sum_{m=1}^{N_s} \left(T_4^{(m)} - T_4^R - B_4 \right)^2} \quad (21)$$

La determinación de B_4 y σ_4 se logra mediante simulación y se emplea un criterio similar al usado en la determinación del estadístico V . Se considera que el ajuste a determinada distribución es la adecuada si el estadístico Z^{DIST} es cercano a cero, siendo un valor razonable cuando se encuentre entre $-1,64 < Z^{\text{DIST}} < 1,64$.

En síntesis, el análisis de frecuencia regional requiere del cumplimiento de cuatro etapas:

- ✓ Análisis exploratorio de las observaciones.
- ✓ Identificación de regiones homogéneas.
- ✓ Selección de la distribución regional de frecuencias.
- ✓ Estimación de parámetros y cuantiles de la función regional de distribución de probabilidades.

RESULTADOS

Caudal diario máximo - AED

Las principales características estadísticas de las series (promedio, mediana, valores extremos, desvío estándar, coeficiente de variación, asimetría, curtosis), resultados de test de normalidad, independencia y aleatoriedad y homogeneidad se muestran en la Tabla II:

Tabla II: Principales propiedades estadísticas de las serie caudal máximo, en m³.s⁻¹

sitio	Nro.	promedio	mediana	max.	min.	CV	CS	CK	AED	B		
ABL	60	1342,74	1063,43	4240,00	504,00	760,30	0,566	1,756	7,029	RAA	ns	ns
PSA	64	4007,55	3451,47	11260,02	1144,00	2316,94	0,578	1,653	5,813	RAA	+	1974
LCA	51	59,50	42,69	257,60	11,23	53,35	0,897	1,958	7,245	RAR	ns	ns
ACO	47	71,50	53,18	264,77	12,78	52,16	0,729	1,517	6,461	RAA	ns	ns
LPL	47	168,57	107,00	739,82	26,40	153,78	0,912	1,613	6,434	RAA	ns	ns
101	33	196,72	120,00	795,00	30,11	175,23	0,891	1,763	7,014	RAA	ns	ns
473	53	172,98	108,60	663,14	32,15	149,50	0,864	1,436	4,853	RAA	ns	ns
VAC	55	16,62	13,40	66,55	4,00	12,51	0,753	2,481	10,792	RAA	ns	1977
CUE	55	21,02	17,50	70,00	5,46	12,92	0,615	1,644	6,590	RAA	ns	1972
TUP	55	85,79	75,70	293,00	34,30	44,31	0,516	2,630	12,753	RAA	ns	1978
GUI	48	148,94	127,13	401,46	51,80	75,29	0,506	1,879	7,552	RAA	ns	1977
TUN	60	93,50	83,16	211,00	41,12	41,71	0,446	1,381	4,851	RAA	ns	ns
LJA	34	105,41	103,26	227,00	28,98	47,92	0,455	0,675	4,245	AAA	ns	ns
PSO	35	124,08	117,60	306,45	54,42	51,32	0,414	1,469	7,445	RAA	ns	ns
LNE	23	99,24	96,88	210,50	35,82	41,07	0,414	0,769	5,080	AAR	ns	ns
CAN	68	36,64	29,91	101,40	6,71	18,39	0,502	1,101	5,054	RRA	+	ns
LAN	76	89,30	83,95	207,50	37,00	32,37	0,363	0,928	4,352	RRA	+	1972
PIN	40	17,13	13,59	63,12	3,58	11,10	0,648	2,100	10,172	RAA	+	1982
LES	30	136,06	135,17	365,69	29,25	68,97	0,507	1,474	7,706	RAA	ns	1987
VAL	30	37,96	34,22	173,90	7,23	29,00	0,764	3,748	21,172	RAA	ns	ns
CHI	16	54,57	61,51	86,02	8,81	20,84	0,382	-0,490	4,626	AAA	ns	ns
PMA	36	30,41	27,45	79,97	3,55	17,45	0,574	0,988	4,747	RAA	ns	ns
LGO	36	382,73	410,28	840,00	70,51	148,41	0,388	0,438	5,090	RAA	ns	ns
PDI	101	1870,71	1723,00	5569,00	153,77	1141,32	0,610	0,835	3,791	RRR	ns	1971
PLI	93	2526,21	2257,40	4909,10	786,00	1182,55	0,468	0,556	2,462	RAR	ns	ns
EMA	61	124,07	110,06	360,50	18,18	68,06	0,549	1,354	5,585	AAA	ns	1983
LAL	58	238,09	225,00	496,00	62,12	116,21	0,488	0,510	2,870	AAR	ns	ns
CFU	47	1483,62	1379,03	2669,75	762,06	408,71	0,275	1,215	4,883	RAA	ns	ns

Todas las series presentan asimetría positiva, excepto la serie corta del río Chico, por lo que la mayoría de las observaciones tiende a tomar valores menores que el promedio. La función de distribución de todas las series es leptocurtica, con un elevado grado de concentración alrededor del modo.

También se indican los test empleados. La nomenclatura es: **A** se acepta la hipótesis nula, **R** se rechaza la hipótesis para un nivel de significación de $\alpha = 0,05$. La secuencia es: test de normalidad, independencia y aleatoriedad respectivamente. Como se han aplicado distintos métodos, se tomó un criterio restrictivo basado en el hecho que para aceptar la condición analizada ningún método debía rechazar la hipótesis nula; el mismo criterio se emplea en la detección de cambios en la serie. En general, las distintas series no presentan cambios

graduales estadísticamente significativos, excepto en el Bermejo (**PSA**), Atuel (**LAN**), Salado (**CAN**) y Pincheira (**PIN**), con valores de tendencia no paramétrica $B = 44,16, 0,30, 0,42$ y $0,24\text{m}^3\text{-s}^{-1}\text{año}^{-1}$. Se presentan cambios abruptos positivos en los valores medios en las cuencas de los ríos Bermejo (**PSA**), Mendoza (en todos los sitios de aforos), Atuel (**LAN**), Pincheira (**PIN**) y Neuquén (**PDI**), durante la década del 70', excepto en **PIN** que se da a principios de los 80'. Una disminución en el caudal diario máximo medio sólo se observa en los ríos Grande (**LES**) y Chubut (**EMA**) a comienzos de la década del 80'.

Registros atípicos altos fueron identificados en todas las cuencas analizadas, particularmente en 1982-83. Los años hidrológicos con observaciones atípicas son: 1921-22, 1941-42, 1972-73, 1973-74, 1979-80, 1982-83, 1983-84, 1987-88 y 1992-93. Ellos se corresponden con años donde el fenómeno *El Niño* tuvo una intensidad de moderada a severa, durante esos años hidrológicos [19]. En su gran mayoría, los caudales atípicos detectados responden a fenómenos globales de características excepcionales y difícilmente se puedan deber a errores en las mediciones. Por tal razón, no se los excluye en el análisis.

Del **AED** se desprende que el mayor valor de **Qmax** en el río Grande se midió en el año hidrológico 1982-83, con un valor de $365,69\text{m}^3/\text{s}$ y $840,00\text{m}^3/\text{s}$ en los puestos La Estrechura y La Gotera. Los años con mayores caudales en La Estrechura se presentaron en 1982-83, 1986-87 y 1983-84; en La Gotera los años 1982-83, 2005-06 y 1990-91.

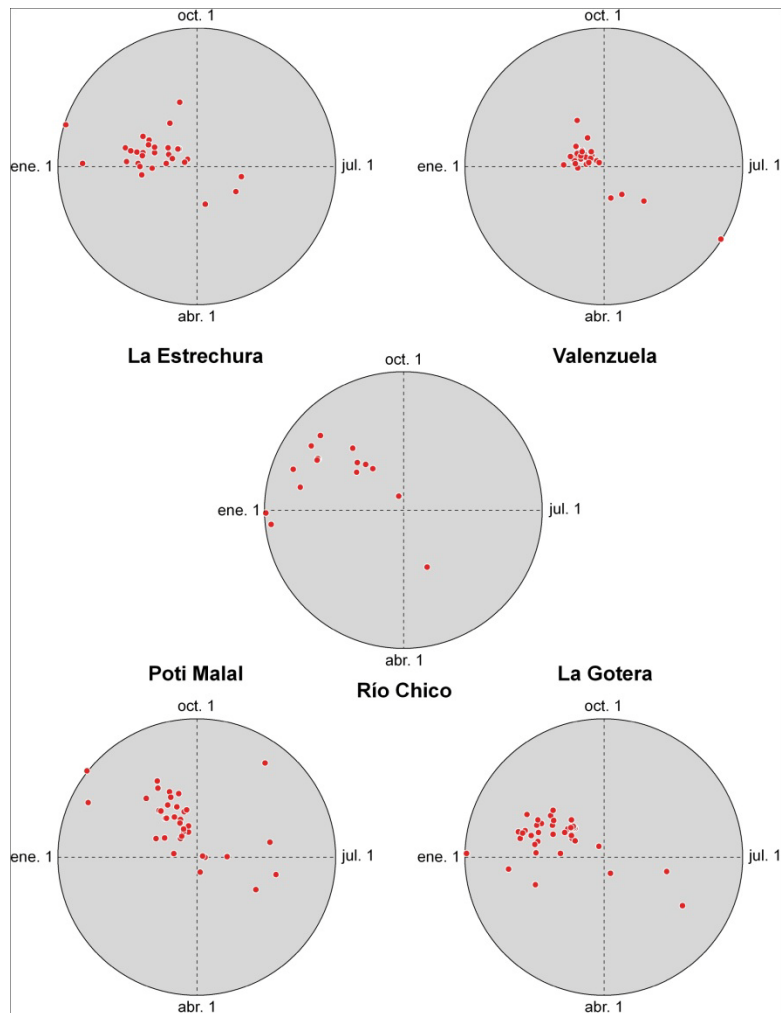
En el río Valenzuela, el máximo maximorum de $173,90\text{m}^3/\text{s}$ ocurre en 1990-91 y corresponde a una creciente excepcional; las tres mayores crecientes se dieron en los años 1990-91, 2004-05 y 1987-88.

El río Chico, serie muy corta, el régimen de crecientes es más regular, con un máximo de $86,02\text{m}^3/\text{s}$ para el año 2006-07 y valores decrecientes en los años 2005-06 y 1994-95.

El río Poti Malal muestra una distribución temporal de caudales máximos similar al del río Grande, con valores importantes en los años 80' y comienzo de siglo. El caudal máximo maximorum de $79,97\text{m}^3/\text{s}$ y se presenta en 2005-06; otros máximos, en los años 1982-83 y 2002-03.

Las crecidas son fuertemente concentradas a fines de primavera, pero es factible encontrar alguna creciente importante a fines del otoño en los meses de mayo y junio, incluso hasta julio. Se muestra la posición del **Qmax** para las distintas estaciones en la Figura 1.

Figura 1: Estacionalidad de los caudales diarios máximos. De izquierda a derecha y arriba abajo, estación: Grande en La Estrechura, Valenzuela en Valle Noble, Chico en Las Loicas, Poti Malal en Puesto Gendarmería y Grande en La Gotera.



En el río La Estrechura el 63% se concentra en el periodo comprendido entre el 28 de noviembre y el 1 de enero; en el río Valenzuela los valores máximos se adelantan un poco y el 67% se los encuentra entre el 18 de noviembre y el 27 de diciembre; en el río Chico entre el 8 de noviembre y el 2 de diciembre se localiza el 56% de los valores máximos; en el río Poti Malal el 58% de las crecientes se presentan muy adelantadas en relación al resto entre el 14 de octubre y 12 de noviembre; en el río La Gotera, que representa la síntesis de todos los procesos que se verifican en su cuenca, se tiene que el 80% de las crecientes se concentran en el periodo del 13 de noviembre al 27 de diciembre.

Análisis regional de frecuencias

Como primera medida se empleó el análisis tradicional (métodos de momentos, métodos de máxima verosimilitud, momentos ponderados por probabilidad y momentos mixtos) para la determinación de la función de distribución. Se aplicaron los modelos **AFMON** y **AFMULTI** [24]. Se calculó el valor de la variable caudal máximo para 12 niveles de probabilidad de excedencia $P(Q > x) = 1 - F(Q \leq x)$. El proceso de toma de

decisión para la elección del modelo probabilístico que ‘mejor’ ajusta es motivo de controversia entre los especialistas ya que no existe un mecanismo de aceptación universal, y los criterios de bondad sólo constituyen una condición necesaria pero no suficiente [25]. Se calcularon los errores cuadráticos medios de frecuencia (**ECMF**) y de valores (**ECMV**) estimados, ya que son de utilidad para determinar cuál ajusta mejor a la serie analizada, pero no es factible realizar inferencias sobre la población de dicha variable.

Luego de un análisis exhaustivo de los distintos agrupamientos (todas las estaciones, las estaciones al norte y sur del río Colorado, estaciones localizadas en los Andes Centrales, Andes Patagónicos y distintas combinaciones de ellas), se encontró la región homogénea. Esta incluye 16 estaciones de la cuenca de los ríos Diamante, Atuel, Pincheira, Grande, Neuquén, Limay y Chubut. La serie del río Valenzuela (**VAL**) se presentaba como discordante, ya que en ella existe un valor extremo (máximo maximorum de 173,90m³/s, en 1990-91) alejado del resto de las observaciones. Dicho valor fue removido y la estación pudo integrar el agrupamiento sin perder información.

Para el procesamiento de los distintos agrupamientos, la definición de las curvas de crecimiento para las funciones citadas anteriormente (cuantiles y valor de la función de distribución) y la estimación de sus parámetros sobre la base de los momentos **L** regionalizados, se elaboró un programa en FORTRAN empleando las rutinas desarrolladas por Hosking [23].

Una vez comprobada la homogeneidad de la región propuesta (**H₂ = 0,74**) es necesario adoptar la función de distribución que mejor ajuste con los momentos **L** regionalizados a los datos observados, lo que se realiza con dos medidas de bondad de ajuste: **Z^{DIST}** y **PUM_T**. Los momentos **L** regionales son: **L-CV = 0,270**, **L-CS = 0,145** y **L-CK = 0,136**.

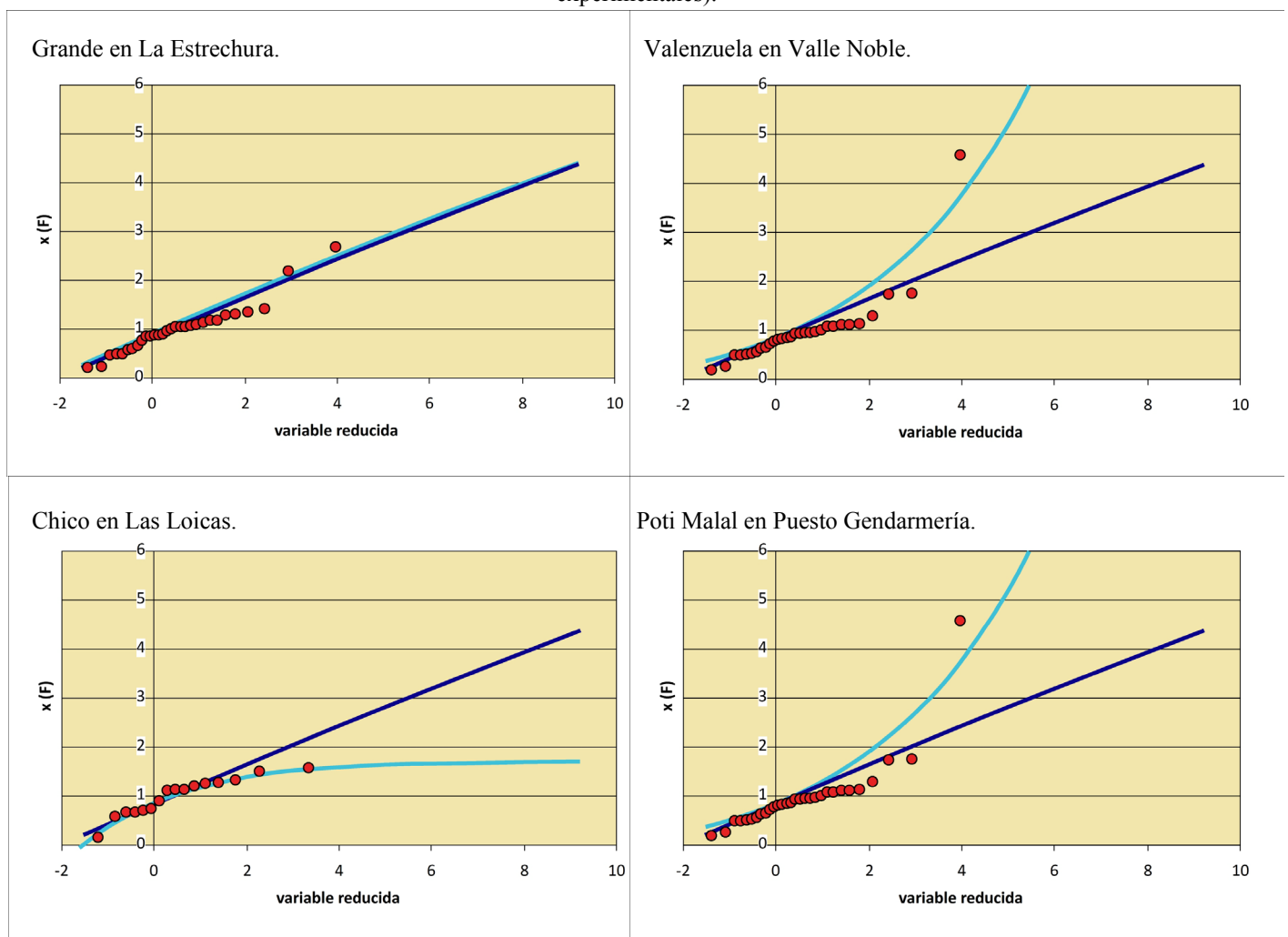
Se seleccionan los 4 valores más pequeños de **Z^{DIST}** y los **PUM_T** correspondientes; las funciones de distribución seleccionadas fueron Generalizada Normal (**Z^{DIST} = 0,29**), General de valores Extremos (**Z^{DIST} = 0,50**), Pearson 3 (**Z^{DIST} = -0,52**) y Gumbel (**Z^{DIST} = 0,94**). Cada subconjunto es jerarquizado, asignando el valor 1 para el menor valor, 2 al segundo menor valor y así sucesivamente hasta 4. Posteriormente, la función que presente simultáneamente los valores más bajo de jerarquía de **Z^{DIST}** y **PUM_T** es la que se adopta. Se adoptó la función Pearson III (**PE3**). La Tabla III muestra los **Z^{DIST}**, y **PUM_T** para 4 recurrencias (50, 100, 500 y 1000 años). Los parámetros de curva de crecimiento adimensional **PE3** son: localización **μ = 1,0000**, escala **σ = 0,4919** y forma **γ = 0,9411**.

Tabla III: medida de bondad de ajuste Z^{DIST} y medida de incertidumbre PUM_T para cuantiles con recurrencia T de 50, 100, 500 y 1000 años, para distintas **FD**.

FD	Z^{DIST}	PUM_{50}	PUM_{100}	PUM_{500}	PUM_{1000}
GNO	0.29	0.448	0.528	0.697	0.765
GVE	0.50	0.462	0.562	0.798	0.900
PE3	-0.52	0.435	0.496	0.614	0.657
GUM	0.94	0.328	0.355	0.401	0.415

La Figura 2 muestra la curva regional, la del sitio y las observaciones para cada sitio de la cuenca del río Grande.

Figura 2: Función de distribución General de Valores Extremos (azul: regional) (verde: sitio) (rojo: valores experimentales).



CONCLUSIONES

El **AED** es imprescindible para la detección de errores, valores atípicos, verificación de supuestos básicos o faltas de homogeneidad en las series. Las crecidas son fuertemente concentradas a fines de primavera, pero es factible encontrar alguna creciente importante a fines del otoño en los meses de mayo y junio, incluso hasta julio.

En todas las series de caudal máximo diario analizadas, se rechaza la hipótesis de normalidad. Las observaciones en las cuencas de los ríos Atuel, Pincheira y Grande muestran independencia entre ellas. Los resultados de los test de aleatoriedad o contrastes de posición indican que la hipótesis correspondiente a **Q_{max}** únicamente es rechazada en las estaciones de la cuenca del río Atuel.

En la cuenca del río Atuel, en la estación Puente Sosneado, no se detectó tendencia. Los ríos Salado, principal afluente, La Angostura y Pincheira indican tendencia positiva en **Q_{max}**. Los distintos sitios de observación activos de la cuenca del río Grande no presentan tendencia significativamente distinta de cero para el nivel $\alpha = 5\%$. En la cuenca del río Atuel, sólo La Angostura presenta evidencias de cambios abruptos positivos y el año de quiebre se ubica en la década del 70'. En la cuenca del río Pincheira se acepta la hipótesis de cambios y el salto es positivo ocurre alrededor de 1978. En La Estrechura, sobre el Grande, es factible identificar dos submuestras de **Q_{max}** diferentes con evidencias estadísticamente significativas.

En general, aún se requiere más investigación en la aceptación de un método u otro, ya sea para detectar cambios graduales o abruptos. Por ello, se han aplicado distintas técnicas y se adoptado como resultado aquel que se presenta en el mayor número de métodos.

En la cuenca del río Grande las observaciones atípicas bajas se asocian con valores fuertemente positivos del **SOI** (Índice de Oscilación Sur del NOAA). En su gran mayoría, los caudales atípicos detectados responden a fenómenos globales de características excepcionales y difícilmente se puedan deber a errores en las mediciones. Por tal razón, en este análisis no se los excluye.

En general, la estimación de los parámetros de las funciones de distribución empleando momentos regionales adimensionales es a menudo más eficiente que los métodos tradicionales de estimación en base a observaciones en un sitio, sobre todo cuando las series son relativamente cortas. El método de momentos **L** es un método de estimación de parámetros y cuantiles eficiente y computacionalmente conveniente [7].

Sobre la base del empleo del estadístico **Z^{DIST}**, la distribución Pearson III es la que presenta el mejor ajuste y sus cuantiles son mayores que los derivados del análisis de frecuencia tradicional para cada sitio.

REFERENCIAS

- [1] Buishand, T. A., 1982. *Some methods for testing the homogeneity of rainfall records*, Journal of Hydrology, 58:11-17.
- [2] EPA, 2000. *Guidance for data quality assessment. Practical methods for data analysis*, EPA QA/G-9. QA00 Update.
- [3] Greenwood, J.A.; Landwehr, J.M.; Matalas, M.C.; Wallis, J.R., 1979. *Probability weighted moments: Definitions and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form*, Water Resources Research, 15:1049-54.
- [4] Gyau-Boakye, Philip, 1993. *Filling gaps in hydrological runoff data*, Series in West África.
- [5] Hamed. K.H. y A.R. Rao, 1998. *A Modified Mann-Kendall Trend Test for Autocorrelated Data*, Journal of Hydrology, Vol. 204. pp. 182-196.
- [6] Hirsch. R.; J. Slack; R. Smith, 1982. *Techniques of Trend Analysis for Monthly Water Quality data*, Water Resources Research, Vol. 18. No 1. pp. 107-121.
- [7] Hosking, J.; Wallis J., 1997. *Regional Frequency Analysis. An approach based on L-Moments*, Cambridge University.
- [8] Interagency Advisory Comité on Water Data, 1982. *Guidelines for Determining Flood Flow Frequency*, Bulletin 17 B, U.S. Department of Interior. Geological Survey. Office of Water Data Coordination.
- [9] Kundzewicz. Zbigniew; Robson. Alice, 2000. *Detecting trend and other changes in hydrological data*, WCDMP-45. WMO/TD No 1013, Geneva.
- [10] Landwerh, J.M.; Matalas, N.C.; Wallis, J.R., 1979. *Probability-weighted moments compared with some traditional techniques in estimating Gumbel parameters and quantiles*, Water Resources Research 15:1055-64. Resources Research 23(2):313-323.
- [11] Martínez Carretero, E., Dalmasso, A., 1999. *Proyecto Aprovechamiento Integral del Río Grande. Estudio de base cero. 8 – Flora y Vegetación*. CRICYT, Mendoza.
- [12] Marzo, M.; Inchauspe, O., 1967. *Geografía de Mendoza*, Spadoni, Mendoza.
- [13] Pettitt, A. N., 1979. *A nonparametric approach to the change-point problem*, Applied Statistics, 28:126-135.
- [14] Remington R.; Schork. A., 1974. *Estadística biométrica y sanitaria*, Prentice Hall Internacional, Madrid.
- [15] Rodionov. S., 2005. *A brief overview of the regime shift detection methods*, Joint Institute for the Study of Atmosphere and Ocean, University of Washington. [hpt://www.beringclimate.noaa.gov/regimes/Regime_shift_methods_list.htm](http://www.beringclimate.noaa.gov/regimes/Regime_shift_methods_list.htm)
- [16] Salas. J. D., 1992. *Analysis and modelling of hydrologic time series*, Maidment, David (ed) Handbook of Hydrology. MacGraw-Hill.
- [17] U.S. Army Corps of the Engineers, 2001. *Performance Evaluation (PE) Program*, Engineer Manual 200-1-7.
- [18] Vich, A., 1998. *Proyecto Aprovechamiento Integral del Río Grande. Estudio de base cero. 4ª – Hidrología Superficial y Anexo*, CRICYT. Mendoza.
- [19] Vich. A.; López P. M., 2000. *Detección de tendencias en el régimen hídrica de los principales ríos de la provincia de Mendoza (Argentina)*, Anales del XX Congreso Nacional del Agua.
- [20] Westmacott. J.; Burn D., 1997. *Climate Change Effects on the Hydrologic Regime within the Curchill Nelson River Basin*, Journal of Hydrology, Vol. 202. pp. 263-279.
- [21] Worsley, K. J., 1979. *On the likelihood ratio test for a shift in location of normal populations*, Journal of American Statistic Associations, 74:365-367.
- [22] Sheng Y., Pilon P., Cavadias G., 2002. *Power de Mann-Kendall and Spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series*, Journal of Hydrology 259:254-271.
- [23] Hosking, J. R. M., 1996. Research Report: Fortran routines for use with the method of L-moments. <version 3. IBM Research Division, RC 20525 (90933) 8/5/86.
- [24] FICH-UNL, 1990. Adaptación para PC de programas de ajuste de modelos probabilísticos. Informe inédito del proyecto 03-12 Análisis de Frecuencias de Crecida.

[25] Paoli C., Cacik P., 2000. *Régimen de crecidas y análisis de caudales máximos*. En: Paoli C. y Schreider M. (eds). El río Paraná en su tramo medio. Contribución al conocimiento y prácticas ingenieriles en un gran río de llanura. Centro de Publicaciones. Universidad Nacional del Litoral.