

**ANÁLISIS REGIONAL DE FRECUENCIAS DE CAUDALES DE RIOS
PERTENECIENTES A CUENCAS CON NACIENTES EN LA CORDILLERA DE
LOS ANDES**

Alberto Ismael Juan Vich^{1,2}, Federico Augusto Norte¹ y Carolina Lauro¹

¹Instituto Argentino de Nivología, Glaciología y Ciencias Ambientales (IANIGLA-CONICET), Av. Adrián Ruiz Leal s/n, Parque General San Martín, 5500 Mendoza, Argentina

²Instituto 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.

(Manuscrito recibido el 10 de diciembre de 2012, en su versión final el 16 de agosto de 2013)

RESUMEN

El objetivo es determinar la magnitud del caudal anual y estacional, para periodos de retorno mucho mayores que los observados y obtener el cuantil correspondiente en sitios sin información, a partir del Análisis Regional de Frecuencias basadas en la estadística de momentos L ($ARF - LM$).

El área de estudio abarca las cuencas cordilleranas desde el río Bermejo hasta el río Santa Cruz. Los sitios analizados fueron 32 y se determinaron 5 variables: caudal anual ($Q_{año}$) y caudales estacionales: invierno Q_I (julio, agosto, setiembre), primavera Q_P (octubre, noviembre, diciembre), verano Q_V (enero, febrero, marzo) y otoño Q_O (abril, mayo, junio), a partir del caudal medio diario observado.

Se verificaron las condiciones de independencia, aleatoriedad, normalidad y homogeneidad. La normalidad es rechazada en el 60% de los casos, particularmente en los caudales de verano y otoño; la ausencia de independencia y aleatoriedad ocurre en el 34% de las series analizadas, destacándose el caudal de invierno y otoño, para un nivel de significancia de $\alpha = 5\%$. Los ríos Los Patos, San Juan, Las Cuevas, Diamante, Atuel, Grande, Valenzuela, Poti Malal, Neuquén y Santa Cruz no mostraron tendencias significativas en ninguna de las variables. Se detectaron tendencia creciente significativa en variables y sitios del noroeste y centro-oeste argentino y tendencia decreciente en variables y sitios de Los Andes patagónicos. Los caudales $Q_{año}$, Q_I y Q_V muestran cambios abruptos en el 65% de los casos, el Q_P , en un 44%. El salto en los valores medios generalmente se produce en la década del 70.

Se identificaron las regiones homogéneas para las 5 variables analizadas. La homogeneidad se verificó mediante pruebas de Discordancia y Heterogeneidad y la adopción de la distribución de mejor ajuste por medio de la medida Z^{DIST} y PUM_T . Las distribuciones empleadas son: Generalizada de Valores Extremos, Logística Generalizada, Generalizada Normal, Normal, Gumbel, Pareto Generalizada, Exponencial y Pearson III. En todos los casos, la región homogénea encontrada incluye solamente estaciones de Los Andes Centrales sur, desde el río Tunuyan al Colorado. La función Pearson III y Gumbel, son las que presentan el mejor ajuste.

Palabras clave: Los Andes, análisis regional de frecuencias, caudal anual, caudal estacional.

REGIONAL FLOW FREQUENCY ANALYSIS OF RIVER BASIN WITH HEADWATERS AT THE ANDES CORDILLERA

ABSTRACT

The aim is to determine the magnitude of flow variables for return periods much longer than the observed and to obtain the correspondent quantil for sites with scarce data using a Regional Frequency Analysis approach based on $L - moment$ statistics ($ARF - LM$). The area under analysis comprises mountain basins between the Bermejo and the Santa Cruz rivers.

Thirty-two gauging stations were analyzed and five variables were determined: annual flow ($Q_{año}$) and seasonal flows: winter Q_I (july, august, september), spring Q_P (october, november, december), summer Q_V (january, february, march) and autumn Q_O (april, may, june), from the average daily flow observed.

Independence, randomness, normalcy, and homogeneity conditions were verified. Normalcy is rejected in 60% of the cases, summer and autumn flows being the variables with the least degree of normalcy. Lack of both independence and randomness occurs in 34% of the series analyzed, notably the winter and autumn flows with a level of significance of 5%.

The Los Patos, San Juan, Cuevas, Diamante, Atuel, Grande, Valenzuela, Poti Malal, Neuquén and Santa Cruz rivers did not show any significant trends in the variables analyzed.

A statistically significant increasing trend was detected in some variables and locations of northwestern and central-western of Argentina while a decreasing trend was observed in some variables and locations in the Patagonian Andes. Flows $Q_{año}$, Q_I and Q_V show abrupt changes in over 65% of the cases while Q_P only in 44%. In general, the jump in mean values took place in the 1970s.

A homogeneous region was identified for each of the five variables. Homogeneity was verified by means of discordance and heterogeneity tests and the best-fit distribution through Z^{DIST} and PUM_T measures. The distributions used were: generalized extreme values, generalized logistic, generalized normal, normal, Gumbel, generalized Pareto, exponential, and Pearson III. In all cases the homogeneous region includes only stations in the southern Central Andes, from the Tunuyan to the Colorado river. The Pearson III and Gumbel distributions exhibit the best fit.

Keywords: Los Andes, regional frequency analysis, annual flow, seasonal flow.

1. INTRODUCCIÓN

La Argentina, a pesar de la importante oferta global de agua que exhibe, presenta grandes desbalances entre la demanda y la oferta natural y sufre las consecuencias de la ocurrencia de fenómenos extremos (crecientes y sequías) cada vez más frecuentes en las últimas décadas (Camilloni y Barros, 2003; Llano y Penalba, 2010; Paoli y Malinow, 2010). Todo ello, afecta de manera severa las actividades agrícolas, ganaderas, industriales y de la sociedad en general, particularmente en el centro oeste, noroeste argentino y producción energética en Patagonia. Como resulta obvio, se trata de un recurso escaso, indispensable para la vida y un elemento esencial para el desarrollo, que es necesario evaluar y utilizar en forma cuidadosa.

Globalmente Argentina dispone de una oferta hídrica media anual de 23.000 m³ hab⁻¹, pero una distribución muy irregular, ya que numerosas provincias de la región árida y semiárida se ubican muy por debajo del nivel crítico de stress hídrico propuesto por el PNUD. Además, a la variación estacional muy marcada, se le suma una alta variabilidad interanual, que en muchos casos es incrementada por fenómenos climáticos globales o inducidas por la actividad humana (Calcagno y otros, 2000; Camilloni y Barros, 2003; Llano y Penalba, 2010).

El conocimiento del potencial hídrico superficial se realiza a partir de la elaboración y evaluación de la información hidrológica disponible, proveniente de una red de estaciones existentes. Tarea sumamente laboriosa, que solo puede ser realizada con precisión y eficiencia si los antecedentes son suficientemente detallados. Previamente se debe realizar un análisis exploratorio de los datos (AED) y verificar la consistencia de las series hidrológicas.

El comportamiento de las series de variables hidrológicas se describe con la ayuda de funciones de distribución de probabilidades. El análisis de frecuencias es un conjunto de procedimientos utilizados para predecir el

comportamiento futuro de la variable en un sitio particular, a partir de la información histórica existente; es decir, relacionar su magnitud con la frecuencia de ocurrencia o su periodo de retorno T asociado (Kite, 1977), o mejor aún, es estimar la función probabilística completa (Hosking y Wallis, 1997).

La determinación de la probabilidad de ocurrencia de una variable hidrológica, así como la de cualquier otro tipo de variable ambiental registrada cronológicamente, es abordada mediante la hidrología probabilística. Sin embargo, las características del área bajo estudio, con gran variabilidad temporal y espacial de ellas, la influencia de factores externos de variabilidad y la reducida disponibilidad de registros de adecuada extensión, imponen ciertas restricciones en la elección del modelo probabilístico más adecuado. En este contexto, el presente trabajo tiene como objeto determinar la magnitud de las variables de caudal (anual Q_{año}, de verano Q_V, de otoño Q_O, de invierno Q_I y de primavera Q_P), para diferentes periodos de retorno, especialmente a niveles mucho mayores que los observados en el pasado y obtener un cuantil en sitios sin información, a partir de la aplicación de la metodología de Análisis Regional de Frecuencias basadas en la estadística de momentos L (ARF-LM). Dicho procedimiento permite superar las restricciones mencionadas y aumentar la confiabilidad en la estimación de las probabilidades de ocurrencia de las variables. Es considerado como una de las mejores alternativas para abordar los impedimentos mencionados.

2. DATOS Y METODOLOGÍA

2.1. Área de estudio: clima y características físicas

La cordillera de Los Andes, contornea la costa del océano Pacífico a lo largo de 7500 km. Se extiende desde Panamá, a los 11° de latitud N, hasta su extremo meridional a los 56° de latitud S, donde se hunde en el Atlántico, al

este de la isla de los Estados (Argentina). Se formó a finales del Cretácico tardío, por el movimiento de subducción de la placa de Nazca debajo de la placa Sudamericana. Las fuerzas tectónicas que se generaron por esta colisión han configurado el relieve actual, formando elevadas montañas, extensos altiplanos (puna), profundos valles longitudinales y valles transversales en Argentina y Chile (Leanza, 1972).

Los Andes regulan el paso de masas de aire que provienen de los centros de alta presión del océano Atlántico y el océano Pacífico y configuran el régimen fluvial de los ríos que se originan en sus laderas (Prohaska, 1976). La zona bajo estudio, se corresponde con las cuencas que se localizan sobre la vertiente oriental de Los Andes, serranías del noroeste argentino y Patagonia, en un amplio gradiente latitudinal que se extiende prácticamente a lo largo del territorio nacional.

La Diagonal Árida (Figura 1) que atraviesa el continente sudamericano desde el norte del Perú hasta las costas patagónicas, podría considerarse como el límite de las influencias de los anticiclones semipermanentes de los océanos Atlántico y Pacífico sobre Los Andes. Es una franja del territorio sudamericano de escasas precipitaciones (Gonzalez Loyarte, 1995). Representa el máximo alcance de los climas de tipo quasi-monzónico (océano Atlántico) y mediterráneo (océano Pacífico) sobre las laderas oriental y occidental de la cordillera, respectivamente. Presenta fluctuaciones estacionales, anuales y de largo plazo, que responden, entre otros factores, a las variaciones latitudinales en los campos de presión en América del Sur. En los meses de diciembre a febrero, la influencia del océano Atlántico es máxima sobre la vertiente este de Los Andes, desde los 22 a 35° de latitud S, mientras que la influencia del océano Pacífico es máxima en el invierno. Esta dinámica atmosférica da origen a diferentes regímenes de precipitación. Al norte de los 28° S, el régimen de precipitación es quasi-monzónico y presenta un máximo de lluvias entre diciembre

y febrero, donde se concentra más del 50% del total anual (Minetti y Vargas, 1997). En la Cordillera Principal o del Límite, la precipitación en alta montaña es mayormente originada por el anticiclón del Pacífico y se concentra en los meses de mayo a agosto. En la Patagonia el régimen de precipitación es de tipo mediterráneo, posee el mismo origen, concentradas en invierno y con veranos secos. Al sur de los 45° S a 47° S, la precipitación es predominantemente producida por el anticiclón del océano Pacífico y uniformemente distribuida en el año (Miller, 1976; Prohaska, 1976).

Las distintas cuencas cordilleranas, desde el río Bermejo hasta el río Santa Cruz, localizadas a lo largo del territorio continental argentino, exhiben características físicas y ambientales muy diversas, que someramente se describen a continuación (SSRH, 2010). El río Bermejo, presenta una importante cuenca que se desarrolla en Bolivia y Argentina. Las nacientes se encuentran en los contrafuertes de la Cordillera Oriental y Sierras Subandinas. Colecta los excedentes hídricos del frente cordillerano comprendido entre los 21° y 25° S. Presenta intensos procesos erosivos y fuertes crecidas estivales. La estacionalidad e intensidad de las precipitaciones en la alta cuenca, los suelos desprovistos de vegetación y relieve acentuado influyen sobre el grado de erosión.

Las Sierras Pampeanas, reciben sobre la vertiente oriental, valores de precipitación superior a 1800 mm al año. En el arco serrano comprendido entre los 26° y 28° S, con alturas de hasta 5000 msnm, se origina la cuenca endorreica Salí-Dulce, que descarga en el sistema lagunar de Mar Chiquita. Las nacientes presentan una red imbrífera muy densa, con importantes caudales y marcada estacionalidad; el río Las Cañas es una corriente representativa de esta región.

El centro oeste de Argentina, comprendido entre los 28° y 33° S es drenado por el extenso sistema hidrográfico del río Desaguadero-Salado-Chadileuvú o

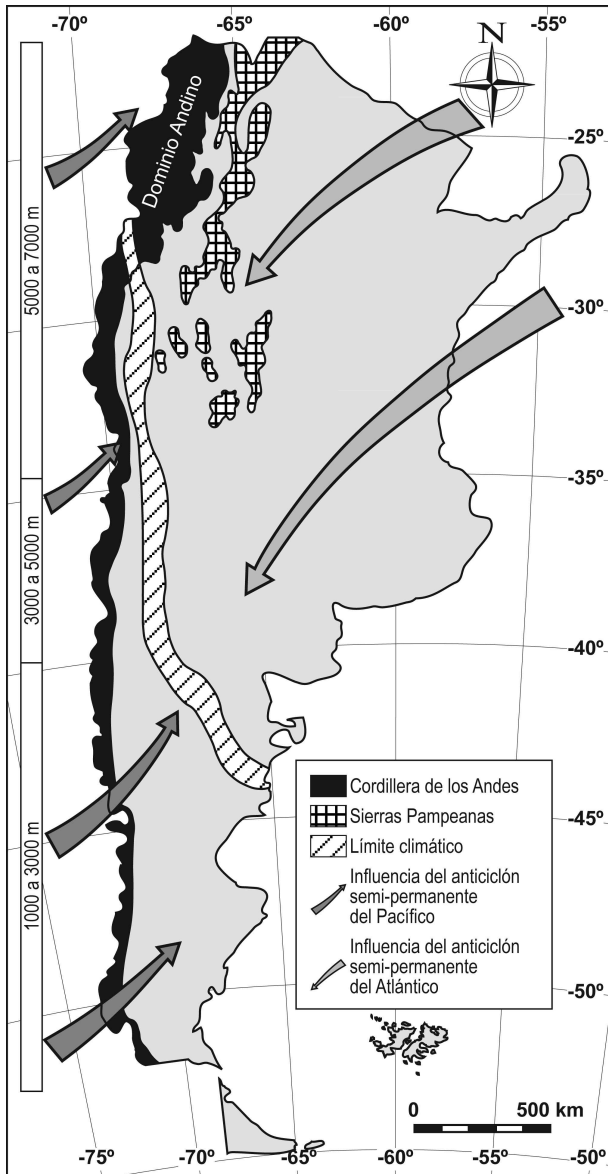


Figura 1: Diagonal árida en el territorio argentino. Influencia atlánticas y pacífica sobre Los Andes en territorio argentino.

Curacó (Marzo e Inchaupé, 1967). De norte a sur está integrado por los ríos Bermejo de La Rioja, Jáchal, San Juan (su principal afluente es el río Los Patos), Mendoza (formado por la confluencia de los ríos Cuevas y Tupungato, inmediatamente hacia aguas abajo recibe el río Vacas), Tunuyan, Diamante y Atuel, que poseen nacientes en la Cordillera Frontal, Precordillera y Cordillera Principal. Todos ellos al abandonar las últimas elevaciones se transforman en ríos

alóctonos. En la llanura, pierden su caudal por infiltración o son aprovechados íntegramente para riego. Debido a la latitud y elevación del sistema montañoso, la Cordillera Frontal y Principal presenta una importante superficie cubierta de glaciares y las aguas de los ríos cuyanos provienen de la ablación glaciaria y la fusión nival. Inserta en el sector suroeste del sistema Desaguadero, se encuentra la cuenca endorreica bañados del Llanccanelo y se encuentra el río Pincheira, el afluente más importante del río Malargüe, principal inmisario de los bañados. El río Pincheira, es representativo de este sector geográfico y se caracteriza por ser un río de una gran riqueza hídrica.

El Colorado es un río alóctono, formado al confluir el río Grande y Barrancas, drena la región de la Cordillera Principal comprendida entre los 35° y 37° S, sobre un frente de 270 km de largo. En su curso medio, recibe temporariamente los escasísimos caudales del Desaguadero-Chadileuvú-Curacó. El río Grande es el más caudaloso de todos los ríos andinos de la región cuyana y sus afluentes más importantes son los ríos Valenzuela, Chico y Poti Malal.

El río Negro formado por dos grandes colectores como el Limay y Neuquén. Recoge las aguas pluviales, de fusión nival y glaciaria de un importante frente cordillerano, que se desarrolla entre los 37° y los 41° S sobre la Cordillera Patagónica y sistema serrano Patagónides. La red de drenaje del Limay es compleja, con 40 lagos de origen glaciario, de extensión y profundidad notable. El río Neuquén se diferencia del Limay por no presentar cuencas lacustres y un régimen de precipitaciones, que acusa una disminución notable y que tiende a ser más estacional.

La cuenca del río Chubut se extiende entre los 41° y 44° S. En sus nacientes recibe numerosos tributarios del sistema serrano Patagónides; aguas abajo se transforma en un río alóctono que se desplaza a través de la meseta patagónica.

El río Santa Cruz es después del Negro, el más importante de la Patagonia. Sus nacientes se hallan en el Hielo Continental Patagónico en la zona cordillerana que se extiende entre los 49° y 51° S. Es el emisario de los grandes lagos: Viedma y Argentino, unidos entre sí por el río La Leona. Las aguas de estos lagos provienen de la fusión nival y de las muchas lenguas glaciarias que confluyen en ellos. Hasta la desembocadura en el mar Argentino es un río alóctono.

2.2. Estaciones de aforos

Las estaciones de aforo utilizadas para el desarrollo del presente trabajo se muestran en la Figura 2, sobre la vertiente oriental de la Cordillera de Los Andes, desde la cuenca del río Bermejo hasta la cuenca del río Santa Cruz, en el sector más austral del continente. La información de base empleada es el caudal diario medio, proporcionado por la Subsecretaría de Recursos Hídricos de la Nación. En algunos casos las series fueron extendidas por la adición de caudales mensuales publicados en anuarios hidrológicos.

En la Tabla I se indican las coordenadas de la estación de aforos, la extensión de la cuenca drenada, altura de la estación, porcentaje disponible de datos de caudal diario medio y longitud de los registros de observaciones de caudal mensual y caudal diario.

Los puestos de observación analizados fueron 32 (Tabla I) y en cada sitio se determinaron 5 variables: caudal anual, caudal de invierno (julio, agosto, setiembre), primavera (octubre, noviembre, diciembre), verano (enero, febrero, marzo) y otoño (abril, mayo, junio). Las series sujeto de análisis están conformadas de un valor anual, que representa el promedio del conjunto de observaciones que se realizan a lo largo de un año o estación.

El año hidrológico se extiende de septiembre a agosto, para las series de los ríos del norte argentino; de julio a junio, en los ríos correspondientes a la región cuyana, incluido

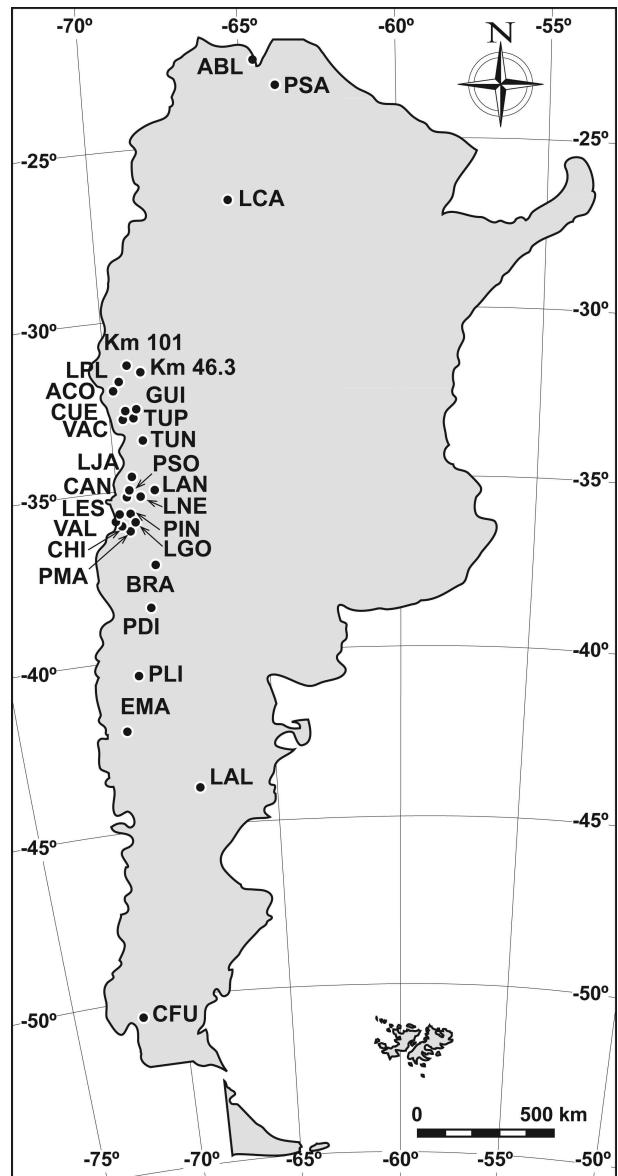


Figura 2: Red de estaciones de aforos.

el Colorado; de abril a marzo para los ríos patagónicos, excepto el Santa Cruz, que posee un comportamiento muy particular y se desarrolla entre septiembre a agosto (Vich y otros, 2011).

2.3. Análisis exploratorio de datos

Previo al análisis regional de frecuencia, se debe realizar un análisis exploratorio de datos (AED), con el objeto de rellenar los vacíos, detectar valores fuera de rango, ordenar y preparar la información disponible, caracterizar

Cuenca	Río	Estación de aforo	Sigla ⁽¹⁾	Coordenadas		Área (km ²)	Cota (m)	Datos ⁽²⁾ presentes (%)	Longitud de la serie	
				Lat.S	Long.O				Caudal ⁽³⁾ Mensual	Caudal Diario
Bermejo Superior	Bermejo	Aguas Blancas Pozo Sarmiento	ABL PSA	22°43'	64°22'	4850	405	100.0	1944-2003	1944-2003
				23°06'	64°13'	25000	296	100.0	1940-2003	1940-2003
Sali-Dulce	Las Cañas	P. del Clavillo	LCA	27°24'	65°59'	1000	1300	100.0	1943-2003	1953-2003
San Juan	Los Patos	A. Condarco La Plateada	ACO LPL	31°57'	69°42'	3710	1950	95.4	1952-2003	1957-2003
				31°53'	69°41'	8500	1950	95.8	1909-2003	1957-2003
	San Juan	Km 101 Km47.3	101 473	31°20'	69°06'	18348	1310	86.5	1971-2003	1971-2003
Mendoza	Vacas	Punta de Vacas	VAC	32° 61'	69° 46'	3050	2450	99.5	1949-2003	1949-2003
	Cuevas	Punta de Vacas	CUE	32° 51'	69° 46'	680	2430	95.0	1949-2003	1949-2003
	Tupungato	Punta de Vacas	TUP	32° 51'	69° 46'	1800	2430	95.0	1949-2003	1949-2003
	Mendoza	Guido	GUI	32° 51'	69° 16'	8180	1550	100.0	1956-2003	1956-2003
Tunuyán	Tunuyán	Valle de Uco	TUN	33° 47'	69° 25'	2380	1200	97.7	1944-2003	1944-2003
Diamante	Diamante	La Jaula	LJA	34° 40'	69° 19'	2753	1500	98.5	1970-2003	1970-2003
Atuel	Atuel	Puente Sosneado	PSO	35° 05'	69° 36'	2385	1580	97.6	1972-2006	1972-2006
		Loma Negra	LNE	35°04'	69°07'	3860	1340	100.0	1981-2006	1981-2006
		La Angostura	LAN	35° 02'	68° 52'	3800	1200	99.8	1906-2006	1931-2006
	Salado	Cañada Ancha	CAN	35°13'	69°46'	810	1700	95.5	1939-2006	1939-2006
Llancanelo	Pincheira	Pincheira	PIN	35°31'	69°48'	160	1750	88.3	1967-2006	1967-2006
Colorado	Cobre	Valle Hermoso	COB	35°09'	70°15'	222	2150	67.4	1950-1978	1950-1978
	Tordillo	Valle Hermoso	TOR	35°11'	70°15'	645	2200	59.5	1950-1975	1950-1975
	Grande	La Estrechura	LES	35°19'	70°18'	1070	1690	81.5	1977-06	1977-2006
		La Gotera	LGO	35° 52'	69° 53'	6180	1400	94.8	1971-06	1971-2006
	Valenzuela	Valle Noble	VAL	35°19'	70°18'	243	1680	79.0	1977-2006	1977-2006
	Chico	Las Loicas	CHI	35°48'	70°05'	613	1500	94.4	1991-2006	1991-2006
	Poti Malal	Pto Gendarmería	PMA	35°52'	69°57'	840	1485	93.5	1971-2006	1971-2006
Colorado	Barrancas	BAR	36°44'	69°57'	2900	950	-	1960-2005	-	
	Buta Ranquil	BRA	37°06'	69°44'	15300	850	-	1939-2005	-	
Neuquén	Neuquén	Paso de Indios	PDI	38°32'	69°25'	30843	498	100.0	1903-2003	1903-2003
Limay	Limay	Paso Limay	PLI	40°32'	70°26'	26400	538	100.0	1903-2095	1903-1995
Chubut	Chubut	El Maitén	EMA	42°06'	71°10'	1200	680	99.5	1943-2003	1943-2003
		Los Altares	LAL	43°51'	68°30'	16400	275	97.4	1943-2003	1946-2003
Santa Cruz	Santa Cruz	Charles Fuhr	CFU	50°16'	71°54'	15550	206	94.00	1955-2003	1955-2003

Tabla I: Estaciones de aforos: ubicación, área de drenaje, cota, porcentaje de datos existentes y extensión de las series de caudal mensual y caudal diario medio.

- (1) Denominación sintética de la estación de aforos.
- (2) Porcentaje de datos disponibles de caudal diario medio, proporcionado por la Subsecretaría de Recursos Hídricos de la Nación.
- (3) La serie de caudales mensuales ha sido extendida con datos provenientes de anuarios.

de manera sintética las variables a analizar y evaluar algunos supuestos básicos subyacentes en el diseño de test estadísticos.

En función de la extensión del vacío o laguna de información, se aplicaron distintos procedimientos para su rellenamiento (Gyau-Boakye, 1993). Para una longitud de tres días de datos perdidos, se empleó un polinomio interpolador de tercer grado. Si la extensión de la laguna, varía entre 4 y 20 días; se usó un

modelo autorregresivo de primer orden, 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 utilizó el método MOVE (Maintenance Of Variance Extension). Se emplea cuando existe información en otro sitio con características similares (estación base) y que posean un registro común, que incluya la interrupción. Este método preserva mejor las características estadísticas de la serie, que

los métodos tradicionales de regresión (Salas, 1992).

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 el hecho de que pueden distorsionar los contrastes estadísticos. Para probar la presencia de datos atípicos se empleó el conocido Test de Grubbs (U.S. Army Corps of the Engineers, 2001), el Test de Rosner (EPA, 2000) y el desarrollado por la Interagency Advisory Committee on Water Data (1982) (antiguamente WCR). En general, los métodos de detección son sencillos y directos, pero el tratamiento de cada uno de ellos requiere de la incorporación de condiciones no solo matemáticas, sino también, de consideraciones hidrológicas. De existir valores dudosos, éstos deben ser comparados con la información histórica 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. En general, 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 excluirá.

Para cada variable hidrológica se verificaron las condiciones de: normalidad, independencia y aleatoriedad. Para evaluar la normalidad, se aplicó el Test de Shapiro-Wilks y los Test de Asimetría y Curtosis (Snedecor y Cochran, 1962, cit. Salas y otros, 1980). La independencia entre las observaciones se evaluó mediante el Test de Bartlett y el test de Von Neuman. La medida de la aleatoriedad se realizó mediante el Test de Rachas y Test de Kendall (Kundzewicz y Robson, 2000).

Posteriormente, se analizó si las series son homogéneas y estacionarias, aspecto

fundamental para un posterior análisis de frecuencia. Las series estacionarias son aquellas que provienen de regímenes hidrológicos que no han sufrido alteraciones naturales o artificiales. Las faltas de homogeneidad más frecuentes provienen de la intervención humana (trasvase de cuenca, construcción de embalses, cambios en el uso del suelo, etc.) y de fluctuaciones en el régimen de precipitaciones y temperaturas. 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.

Para la estimación de la tendencia se emplearon los Test de t de Student (Remington y Schork, 1974), SROC (Spearman Rank Order Correlation) muy usado por la Organización Meteorológica Mundial (Kundzewicz y Robson, 2000), Mann y Kendall (Hirsch y otros, 1982; Westmacott y Burn, 1997) y sus correcciones por varianza (Hamed y Rao, 1998) y pre-blanqueo (Yue y otros, 2002).

Existen numerosos métodos para la detección de cambios abruptos o graduales en una serie de observaciones hidrológicas (Rodionov, 2005). El test más comúnmente usado es el test paramétrico t de Student secuencial. Se basan en la verificación de la igualdad estadística de dos medias muestrales. También, se aplicaron otros test como: Pettitt (Pettitt, 1979), Buishand (Buishand, 1982) o Worsley (Worsley, 1979). Se tratan de test de fácil aplicación y válidos para la detección de un solo 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 distribuidas.

2.4. Análisis regional de frecuencias

Ante la preocupación mundial por el cambio y variabilidad climática, la gestión de los recursos hídricos debe incluir un análisis de riesgo, frente a la vulnerabilidad del sector productivo y de la población. Para ello, se debe cuantificar la probabilidad de ocurrencia de las distintas variables hidrológicas que conforman el régimen fluvial en una cuenca particular. Los métodos convencionales de ajuste de una serie de datos a un modelo probabilístico, comúnmente basados en el método de los momentos o máxima verosimilitud, presentan fuertes limitaciones. Ello es debido a numerosos factores, tales como: longitud y calidad de la serie, errores de muestreo o introducidos por el rellenamiento de datos faltantes y la no verificación de los supuestos básicos de normalidad independencia y aleatoriedad (Chow y otros, 1996). El empleo del análisis de frecuencias implica siempre un nivel de riesgo e incertidumbre, ya que no solo se requiere de habilidad para su aplicación, sino de un importante conocimiento de las condiciones de aplicabilidad (Yevjevich, 1972).

Uno de los mayores problemas en el análisis de frecuencia, es realizar inferencias cuando el periodo de retorno es bastante mayor que la longitud de registros disponibles. Con el fin de aumentar la confiabilidad en las estimaciones, se hace uso de toda la información hidrológica disponible en la región.

Mediante el análisis regional de frecuencias 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 las diferentes estaciones de la región (Hosking y Wallis, 1993; 1997). El método consiste en combinar los registros de diferentes sitios de una región particular, de manera tal que pueda asumirse que tienen similares características (todas las series de datos de la región proceden de una misma distribución parental). Se estima una distribución de frecuencias para toda la región, que proporciona información en lugares con

datos escasos o carentes de ellos. Se reduce la incertidumbre en las estimaciones de los cuantiles y se asume que M estaciones con N años de registro, equivalen a una estación-año, que proporciona información análoga a una estación con $M \times N$ años. Se asume que la variable aleatoria transformada en adimensional (cociente entre la observación y su valor medio) tiene la misma distribución en todos los sitios de una región particular. Los datos de la región se pueden combinar para producir una curva de frecuencia que es aplicable en cualquier parte de la región, empleando una medida de escala específica (Curmane, 1989; Gabriele y Arnell, 1991; Hosking y Wallis, 1997). Los parámetros de dicha distribución se obtienen mediante la aplicación de momentos L regionalizados (ARF-LM).

Los momentos L son estadísticos de una muestra y un sistema alternativo para describir la relación funcional de una distribución de probabilidad. Son análogos a los momentos convencionales y proporcionan medidas de localización, dispersión, sesgo, curtosis y otros aspectos de la forma de las distribuciones de probabilidad. Se calculan por combinaciones lineales de momentos ponderados por probabilidad (MPP) (Greenwood y otros, 1979), a partir de la serie ordenadas de forma creciente $x_{(N_k)} < \dots < x_{(1)}$, correspondiente a la muestra (x_i con $i = 1 \dots N_k$). El estimador

$$B_r = \frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} \frac{(i-1) \cdots (i-r)x_i}{(N_k-1) \cdots (N_k-r)} \quad (1)$$

$$r = 0, 1, 2, 3, \dots$$

Donde: x_i observación i -ésima de la serie en el sitio k , el N_k el número de observaciones en el sitio k , B_r estimador insesgado de momentos ponderados por probabilidad de orden r . Los momentos L de la muestra se estiman por:

$$L_1 = B_0 \quad (2)$$

$$L_2 = 2B_1 - B_0 \quad (3)$$

$$L_3 = 6B_2 - 6B_1 + B_0 \quad (4)$$

$$L_4 = 20B_3 - 30B_2 + 12B_1 - B_0 \quad (5)$$

L_1 y L_2 representan la media L y el parámetro de escala L de la distribución, respectivamente. Los cocientes de momentos L adimensionales de la muestra para el sitio k , se definen como:

$$L - CV = T_2^{(k)} = L_2/L_1 \quad (6)$$

$$L - CS = T_3^{(k)} = L_3/L_2 \quad (7)$$

$$L - CK = T_4^{(k)} = L_4/L_2 \quad (8)$$

T_2 , T_3 y T_4 representan el coeficiente de *variación* - L , de *asimetría* - L y *curtosis* - L para el sitio k , respectivamente. Los cocientes de momentos L para la región homogénea se calculan como:

$$T_r^R = \frac{\sum_{k=1}^M N_k T_r^{(k)}}{\sum_{k=1}^M N_k}, r = 2, 3, 4, \dots \quad (9)$$

Los parámetros de la distribución regional elegida se obtienen mediante la aplicación de cocientes de momentos L regionales, calculados con la ecuación (9). En general, para un amplio rango de aplicaciones hidrológicas, especialmente aquellas relacionadas con tamaños de muestras pequeñas, los momentos L proveen de manera simple y razonable, estimadores eficientes de las características poblacionales de las series de los datos y de los parámetros de una gran variedad de distribuciones (Hosking y Wallis, 1997; Norbiato y otros, 2007; Delicado y Gorla, 2007; Ciumara, 2007). También, son más robustos a la presencia de valores anómalos en la muestra y las estimaciones de los momentos L están menos sujetas al sesgo que los momentos convencionales. Como ya se expresara, se asume que los sitios, dentro de una denominada “región homogénea”, presentan una distribución de frecuencias idéntica, excepto por un factor de escala específico para el sitio, representado por la media de la variable del sitio, dada por:

$$X(F)_k = L_{1k} \times Y(F) \quad (10)$$

Siendo $Y(F)$ el cuantil adimensional obtenido de la distribución regional para una probabilidad acumulada F , L_{1k} es el

momento L de primer orden equivalente al promedio de la variable en el sitio k y $X(F)_k$ es la magnitud de la variable aleatoria para una probabilidad acumulada F en el sitio k .

El procedimiento de ARF-LM requiere de la aplicación de distintas etapas. La primera, es la preparación de datos, que previamente deben someterse a un exhaustivo AED. Posteriormente, se realiza el establecimiento de regiones homogéneas preliminares, para lo cual existen distintos procedimientos. Entre las técnicas más usuales están: Análisis Cluster o análisis de conglomerados, Análisis de Componentes Principales, Redes Neuronales Artificiales, etc.

La pertenencia o no de un sitio a un agrupamiento particular se mide con la medida de discordancia D_k , que se determina empleando los cocientes de momentos L adimensionales (T_2, T_3, \dots, T_i); la medida de discordancia fue desarrollada por Hosking y Wallis (1993; 1997). Para un sitio determinado el vector ($L - CV, L - CS, L - CK$) constituye un punto en un espacio tridimensional, por lo que un grupo de estaciones, producirá una nube de puntos en este espacio. Cualquier punto que se ubique lejos del centro de gravedad del conjunto, deberá ser considerado como discordante o anómalo. Ello se presenta cuando $D_k > D_{crítico}$, valor que se encuentra tabulado, e 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. El grado de homogeneidad de los agrupamientos propuestos se basa en la medida estadística H_2 (Hosking y Wallis, 1993; 1997). Ésta es utilizada para analizar la heterogeneidad del grupo, al comparar la dispersión de los momentos L adimensionales de cada sitio que conforman la región o agrupamiento con la esperada para una región homogénea, obtenida de pruebas de simulación. La medida de heterogeneidad H_2 se define como:

$$H_2 = \frac{(V_2 - \mu_{V_2})}{\sigma_{V_2}} \quad (11)$$

$$V_2 = \sqrt{\frac{\sum_{k=1}^M N_k \left[\left(T_2^{(k)} - T_2^R \right)^2 + \left(T_3^{(k)} - T_3^R \right)^2 \right]}{\sum_{k=1}^M N_k}} \quad (12)$$

Donde: T_2 coeficiente de variación-L, T_3 coeficiente de asimetría-L, N_k longitud de registro en el sitio k , M número de sitios de la región, media μ_{V_2} media del estadístico V_2 , σ_{V_2} desvío estándar del estadístico V_2 , exponente k o R indica si se trata de momentos del sitio k o momentos regionales. La determinación de la media μ_{V_2} y desviación estándar σ_{V_2} del estadístico V_2 se logra mediante simulación. Se determinan series sintéticas para cada sitio de la región, se calculan los momentos L regionalizados y se estima V_2 . La generación de series sintéticas para cada sitio, se realiza a partir de la distribución de probabilidad de Kappa o Wakeby y haciendo equivalente la probabilidad acumulada $F(x)$ a números aleatorios uniformemente distribuidos en el intervalo $(0,1)$. El número de simulaciones realizadas es 500. Una región es aceptablemente homogénea si $H_2 < 1$, posiblemente homogénea si $1 < H_2 < 2$ y heterogénea si $H_2 > 2$ (Hosking y Wallis, 1997; Robson y Reed, 1999).

Una vez comprobada la homogeneidad de la región o agrupamiento propuesto, es necesario adoptar una distribución del conjunto de distribuciones candidatas que mejor ajusta. Las distribuciones candidatas que se emplearon en el análisis fueron: Generalizada de Valores Extremos (GEV), Logística Generalizada (GLO), Generalizada Normal (3 parámetros, GNO), Normal (NOR), Gumbel (GUM), Pareto Generalizada (GPA), exponencial (EXP) y Pearson III (PE3).

La siguiente etapa es la adopción de la función de distribución de mejor ajuste a los datos observados. Para ello se empleó una medida de bondad de ajuste ZDIST definida por Hosking y Wallis (1997). Se expresa como:

$$Z^{DIST} = \frac{\tau_4 - T_4^R + B_4}{\sigma_4} \quad (13)$$

$$B_4 = \frac{1}{N_s} \sum_{j=1}^{N_s} \left(T_4^{(j)} - T_4^R \right) \quad (14)$$

$$\sigma_4 = \sqrt{\frac{1}{N_s - 1} \sum_{j=1}^{N_s} \left(T_4^{(j)} - T_4^R - B_4 \right)^2} \quad (15)$$

Donde: T_4 coeficiente de *curtosis* - L del agrupamiento en la simulación j , τ_4 coeficiente de *curtosis* - L teórico para una distribución de frecuencias particular, N_s número de simulaciones (500 es el número empleado), B_4 es la media de las discrepancias entre el coeficiente de *curtosis* - L del agrupamiento en la simulación j y el regionalizado con los datos observados, σ_4 desvío estándar de las discrepancias. Para la determinación de B_4 y σ_4 se emplea un criterio similar al usado en la determinación del estadístico V_2 . 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 $-1,64 < Z^{DIST} < 1,64$ (Hosking y Wallis, 1997; Robson y Reed, 1999).

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

$$PUM_T = \sqrt{\frac{\sum_{k=1}^M N_k \left(\ln x(T)_k - \ln x(T)_k^R \right)^2}{\sum_{k=1}^M N_k}} \quad (16)$$

Donde el subíndice k indica el k - *enésimo* sitio del agrupamiento, el exponente R denota la región, $x(T)$ es el cuantil adimensional de recurrencia T , N_k longitud de registro en el sitio k y M número de sitios de la región. Para una función específica, un menor valor indica un mejor ajuste entre el cuantil de recurrencia T del sitio k y el cuantil de la misma recurrencia del agrupamiento.

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 regionales se elaboró un programa en FORTRAN, empleando algunas rutinas desarrolladas por Hosking (2005).

3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

3.1. Análisis exploratorio de datos (AED)

Se han detectado valores atípicos en la cuenca del río San Juan. En las cuencas del Mendoza y Tunuyán, se identifican valores atípicos en, 1982-83 y 1987-88. El Diamante, solo presenta valores fuera de rango en el año 1982-83. En la cuenca del río Atuel, aparecen como valores atípicos, algunas observaciones en los años: 1982-83, 1983-84, 1992-93, 1996-97 y 1999-00. También, en todas las estaciones de la cuenca del río Grande, en: 1979-80, 1982-83, 1985-86, 1987-88, 1990-91, 2000-01, 2005-06 y 2006-07. En la cuenca del río Chubut Superior muestra un valor atípico bajo para el caudal anual en el año 1943-44. En el río Santa Cruz, el caudal anual de 1970-71 es un valor atípico. En general, la gran mayoría de los caudales atípicos detectados, se presentan en años donde el fenómeno El Niño tuvo una intensidad de moderada a severa (Trenberth, 1997; Nicholls, 2008) y difícilmente se puedan deber a errores en las mediciones, dado que las variables hidrológicas empleadas provienen de promedios de un conjunto de observaciones diarias, con escasos vacíos de información.

La Tabla II muestra un resumen del AED, para las variables caudal anual y estacional. La nomenclatura empleada es: A no se rechaza la hipótesis, R se rechaza la hipótesis para un nivel de significancia de $\alpha = 0,05$. La secuencia es: test de normalidad, independencia y aleatoriedad respectivamente. Como en cada caso, se han aplicado distintos métodos, se ha tomado un criterio restrictivo, basado en el hecho que para asumir estadísticamente la condición de normalidad, o independencia

o aleatoriedad de la serie analizada, ningún método debía rechazar tal hipótesis. La condición de normalidad es rechazada en el 60% de los casos, siendo el caudal de verano y otoño las variables que más presentan falta de normalidad; la ausencia de independencia y aleatoriedad ocurre en el 34% de las series analizadas, destacándose las variables; caudal de invierno y otoño.

La homogeneidad de las series, se verifica a partir de la determinación de cambios graduales o abruptos, para un nivel de significancia de $\alpha = 5\%$ (ver Tabla II). También, en este análisis se aplicó el criterio exigente; la sola indicación de no homogeneidad significativa de algún método, se toma como motivo de sospechas de cambios graduales o saltos en la serie analizada. Se indica si la tendencia es creciente o decreciente y los dos últimos dígitos del año de quiebre en los valores medios conjuntamente con el signo del salto.

En el río Bermejo, la mayoría de las variables analizadas muestran tendencia positiva. En el río Las Cañas, el caudal anual, de otoño e invierno muestra pendiente positiva estadísticamente significativa. Los resultados obtenidos son congruentes con el hecho que en el noroeste argentino se observa un aumento generalizado de la precipitación, particularmente en Salta y Santiago del Estero, acompañado de una fuerte variabilidad interanual (Garreaud y Aceituno, 2001; Celis y otros, 2009). La temperatura no presenta cambios apreciables, aunque la mínima media tiende a ser más alta y la máxima media más baja, dando lugar a veranos más largos, otoños cálidos e inviernos suaves (Núñez, 2012) y la interacción entre ambas variables, resultan tendencias positivas en el caudal de los ríos Paraguay (Barros y otros, 2005), y Dulce (Celis y otros, 2009). También, Pasquini y Depetris (2007) encontraron tendencias positivas altamente significativas en todas las series históricas de caudales mensuales (periodo 1941-2003), excepto febrero, para el río Bermejo.

Los ríos cuyanos entre los 30° y 40° de latitud

Cuenca	Río	Estación de aforo	Sigla ⁽¹⁾	Normalidad, independencia, aleatoriedad ⁽²⁾					Tendencia ^{(3) (4)}					Cambios abruptos ⁽⁴⁾⁽⁵⁾ (año de ocurrencia)				
				Q _{año}	Q _I	Q _P	Q _V	Q _O	Q _{año}	Q _I	Q _P	Q _V	Q _O	Q _{año}	Q _I	Q _P	Q _V	Q _O
Bermejo Superior	Bermejo	A. Blancas P. Sarmiento	ABL	AAA	ARR	RAA	RAA	RRR	+	ns	ns	+	+	+71	+72	ns	+71	+71
			PSA	RRR	RRR	RAA	RRR	RRR	+	+	+	+	+	+72	+77	+77	+72	+71
Sali-Dulce	Las Cañas	P.del Clavillo	LCA	RAR	ARR	RAA	RRR	RRR	+	+	ns	+	+	+71	+73	+83	+71	+73
San Juan	Los Patos	A. Condarco La Plateada	ACO	RAA	ARA	RAA	RAA	RAA	ns	ns	ns	ns	ns	+76	+77	ns	+71	+76
			LPL	RAA	RRR	RAA	RAA	RRR	ns	—	ns	ns	ns	-45	-45	ns	-22	-45
	San Juan	Km 101 Km47.3	101	AAA	ARR	RAA	RAA	AAA	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
			473	RAA	RRR	RAA	RAA	RRR	ns	ns	ns	ns	ns	-44	-45	ns	-44	-44
Mendoza	Vacas	Pta de Vacas	CUE	RAA	ARR	RAA	RAA	RAR	ns	ns	ns	ns	ns	+71	+72	+76	+71	+71
	Cuevas	Pta de Vacas	VAC	RRR	RAR	RAA	RAR	RRA	ns	+	ns	ns	ns	+71	+72	+76	+71	+71
	Tupungato	Pta de Vacas	TUP	RRR	RRR	RRA	RRR	RRA	+	ns	+	+	ns	+76	+78	+76	+77	+76
	Mendoza	Guido	GUI	RRR	RRR	RRR	RRR	RRR	+	+	+	+	+	+76	+77	+76	+77	+77
Tunuyán	Tunuyán	Valle de Uco	TUN	RAA	RAR	AAA	RAR	RAA	ns	+	ns	+	ns	+71	+79	ns	+71	+70
Diamante	Diamante	La Jaula	LJA	RRR	ARR	ARA	RAA	RRR	ns	ns	ns	ns	ns	ns	+79	ns	ns	ns
Atuel	Atuel	P. Sosneado Loma Negra La Angostura	PSO	AAA	AAA	AAA	RAA	ARA	ns	ns	ns	-	ns	-87	ns	ns	-87	ns
			LNE	RAR	AAA	AAA	RAA	AAR	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
			LAN	RRR	RRR	RRA	RRR	RRR	ns	+	+	ns	+	+72	+77	+76	+71	+54
Salado	Ca. Ancha	CAN	RRR	RRR	RRA	RRR	RRR	ns	+	+	ns	+	+72	+77	+76	+71	+54	
Llancanelo	Pincheira	Pincheira	PIN	AAA	ARR	ARA	AAA	ARA	ns	+	ns	ns	+	+78	+79	+77	ns	+78
Colorado	Cobre	V. Hermoso	COB	AAA	RRA	AAA	RAA	ARA	ns	ns	ns	—	ns	ns	ns	ns	-43	-46
	Tordillo	V. Hermoso	TOR	RAA	RRR	RAA	RAA	RAA	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
	Grande	La Estrechura La Gotera	LES	AAA	RAA	AAA	RAA	RAA	ns	ns	ns	ns	ns	-87	+91	-87	-87	ns
			LGO	AAA	AAA	AAA	RAA	AAA	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-87	ns
	Valenzuela	Valle Noble	VAL	AAA	AAA	AAA	RAA	AAA	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
	Chico	Las Loicas	CHI	AAA	RAA	AAA	RAA	RAR	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-86
	Poti Malal	P.Gendarmería	PMA	AAA	ARR	AAA	RAA	RAA	ns	ns	ns	ns	ns	ns	+97	ns	ns	ns
Colorado	Barrancas Buta Ranquil	BAR	ARR	RRR	ARR	RAA	RRR	ns	+	ns	ns	+	+72	+72	+71	+72	+71	
		BRA	ARA	RRR	ARA	RAA	RRA	ns	+	ns	ns	ns	+77	+79	ns	ns	+79	
Neuquén	Neuquén	Paso de Indios	PDI	AAA	AAA	AAR	RAA	RAR	ns	ns	ns	ns	ns	+13	+13	+19	-54	ns
Limay	Limay	Paso Limay	PLI	AAA	RAA	RRR	RAA	RAA	—	ns	ns	—	ns	-52	-13	-85	-76	-22
Chubut	Chubut	El Maitén Los Altares	EMA	AAA	AAA	AAA	RAA	RAA	ns	ns	ns	ns	—	-84	+52	-84	-76	ns
			LAL	AAA	AAA	AAA	AAA	RAA	ns	ns	ns	—	ns	-84	ns	ns	-84	ns
Santa Cruz	Santa Cruz	Charles Fuhr	CFU	RAA	AAR	RAA	AAA	RAA	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns

Tabla II: Resultados del análisis exploratorio de datos (AED).

(1) Denominación sintética de la estación de aforos.

(2) Nomenclatura: A=no se rechaza la hipótesis, R=se rechaza la hipótesis para un nivel de significancia $\alpha = 5\%$, para las pruebas de normalidad, independencia y aleatoriedad, respectivamente.

(3) ns no se detecta tendencia estadísticamente significativa, + tendencia creciente, - tendencia decreciente para un nivel de significancia $\alpha = 5\%$.

(4) Q_{año} caudal anual, Q_I caudal de invierno (julio, agosto, septiembre), Q_P caudal de primavera (octubre, noviembre, diciembre), Q_V caudal de verano (enero, febrero, marzo), Q_O caudal de otoño (abril, mayo, junio).

(5) ns no se detecta cambio estadísticamente significativo, + valor medio mayor para el periodo que se extiende desde el año indicado hasta el final de la serie, - valor medio inferior para un nivel de significancia $\alpha = 5\%$.

sur, se caracterizan por la gran variabilidad interanual. En la cuenca del río San Juan, la serie del río Los Patos, indicaría que los caudales

de estiaje (invierno) serían cada vez menores. Aguas abajo, en dos sitios (Km 101 y Km 47,3), las series históricas del río San Juan, no

poseen tendencias significativas en ninguna de las variables analizadas. Dichos resultados son concordantes con los hallados por Boninsegna (2009); por otra parte, Celis y otros (2009) señalan que hay indicios de una leve tendencia negativa en el caudal anual, correspondientes a las series históricas de los ríos Los Patos, San Juan y Atuel.

En la cuenca del río Mendoza, se observan tendencias positivas en distintas variables, excepto en el río Las Cuevas. En el Tupungato existen evidencias de tendencias crecientes en el caudal anual, primavera y verano. El río Mendoza muestra tendencias crecientes en todas las variables analizadas. La tendencia al aumento de la temperatura (Boninsegna y Villalba, 2006), hace que el periodo de fusión nivea comience más temprano, lo que explica el incremento de los distintos caudales estacionales y probablemente que el pico de caudal se anticipe. El Tunuyán únicamente presenta tendencia positiva para los caudales de invierno y verano.

El Salado, principal afluente del Atuel posee una marcada tendencia creciente en el caudal de otoño, invierno y primavera. Aguas arriba de la confluencia, el Atuel solo exhibe tendencia decreciente en el caudal de verano; aguas abajo las variables muestran tendencias significativas. Ello resulta consistente con lo planteada por Boninsegna (2009), que expresa que no se observan tendencias significativas en el caudal anual histórico del Atuel, pese a la importante disminución de la superficie cubierta por glaciares (Le Quesne y otros, 2009). El pequeño río Pincheira, presenta valores crecientes en el caudal de invierno y otoño. En un trabajo anterior Vich y otros (2007) estudiaron las tendencias observadas en el caudal anual de los ríos de la provincia de Mendoza para un periodo más corto y encontraron resultados similares, excepto en el Atuel donde existían evidencias de cambios graduales, que los nuevos datos y otros métodos no la corroboraron.

En las nacientes del río Grande, sobre

los afluentes que le dan origen: Tordillo y Cobre, solo se detectó tendencia en algunas variables. Las observaciones poseen numerosas interrupciones y dejaron de realizarse en la década del 70, por lo que sus resultados no son muy confiables. En el resto de los sitios de observación ubicados sobre el cauce principal y sus afluentes (Valenzuela, Chico y Poti Malal), no presentan tendencias estadísticamente significativas en ninguna de las variables analizadas. El río Barrancas ostenta tendencia creciente en el caudal de invierno y verano. Para el río Colorado en Buta Ranquil, solamente el caudal de invierno manifiesta tendencia positiva estadísticamente significativa para la serie histórica 1939-2005. Celis y otros (2009), para una longitud de serie menor, señalan que hay evidencias de cambios en las variables de caudal anual y extremos. Masiokas y otros (2010) encontraron que para algunos ríos cuyanos (San Juan, Mendoza, Tunuyán, Diamante, Atuel y Colorado), el caudal anual no presenta cambios graduales significativos en las series históricas, excepto en el río Diamante; estos resultados son parcialmente coincidentes con los hallados.

La temperatura media de la región patagónica presenta evidencias de aumento, intensificándose el fenómeno hacia el sur (Núñez, 2012). También, se observan tendencias negativas en la precipitación para el periodo 1967-98, que se explica por el desplazamiento hacia el sur del anticiclón semipermanente del Pacífico Sur (Vera y Camilloni, 2006). Su manifestación más visible es la retracción del frente glaciar, aunque no es notorio un incremento de los caudales. En el río Neuquén, la serie histórica (1903-2003) no muestra tendencias en ninguna de las variables analizadas; sin embargo, se observa una declinación en el caudal anual a partir de la década de 1980. Celis y otros (2009), advierten que los caudales extremos (máximos y mínimos) del Neuquén presentan tendencias positivas y negativas, respectivamente.

El río Limay, presenta evidencias de tendencia

decreciente en el caudal anual y en el caudal de verano. Es conveniente señalar que en el periodo de 1997 a 2003 el caudal anual en los principales ríos patagónicos muestra una tendencia negativa no significativa (Seoane y López, 2006).

En la cuenca del río Chubut los mayores caudales se presentan a fines del invierno, comienzo de la primavera. Sus variaciones responden a las variaciones en la intensidad de la corriente del oeste e independiente de la oscilación ENOS (El Niño Oscilación del Sur) (Caviedes, 1998). En las estaciones localizadas en el Alto Chubut y Chubut Medio, no se detectan cambios en las series analizadas, excepto por algunas evidencias de variaciones decrecientes en el caudal de otoño y verano, respectivamente. Pasquini y Depetris (2007), en el Chubut medio encontraron evidencias de tendencias negativas en las series históricas (1943-2003) de caudales mensuales de enero a julio, con cambios significativos para los meses estivales, en coincidencia con lo hallado.

En la cuenca del río Santa Cruz, los escurrimientos presentan baja sensibilidad frente a las fases de ENOS (El Niño Oscilación del Sur) en las tres condiciones (El Niño, La Niña y años normales) (Caviedes, 1998). Un análisis de los registros en la estación El Calafate (1937-1990) muestra una ligera tendencia al alza de la temperatura y una tendencia a la disminución de las precipitaciones (Ibarzabal y otros, 1996). Como antes se mencionara, el río Santa Cruz se alimenta de los lagos Viedma y del lago Argentino, que a su vez reciben el aporte de los glaciares provenientes del campo de Hielo Patagónico Sur. Presenta una gran regulación lacustre y la máxima variabilidad interanual está dada por la obstrucción y rotura del glaciar Perito Moreno. En Charles Fuhr, el régimen fluvial histórico no muestra evidencia estadísticamente significativa de tendencia en cualquiera de las variables analizadas. Reyna y otros (2010) y otros, arribaron a un resultado similar, al no detectar tendencia en la serie de caudal anual. Por otra parte, Pasquini y Depetris (2007) encontraron tendencias

positivas significativas en los caudales mensuales de septiembre, octubre y diciembre.

En síntesis, los ríos Los Patos, San Juan, Cuevas, Diamante, Atuel, Grande, Valenzuela, Poti Malal, Neuquén y Santa Cruz no mostraron tendencias significativas en ninguna de las variables de caudal analizadas. Solo se detectaron tendencia creciente estadísticamente significativa en algunas variables y sitios del noroeste y centro oeste argentino y tendencia decreciente en algunas variables y sitios de Los Andes patagónicos.

En relación a la detección de cambios abruptos en las series históricas, el test t de Student Secuencial señala puntos de quiebre estadísticamente significativos de manera más frecuente que los otros test. Muchas veces se presentan saltos múltiples, que ningún test de los empleados los identifica. El test de Pettitt en ningún caso identificó cambios abruptos. Debe recordarse que los test empleados, requieren la condición de normalidad en la distribución, aspecto que solo se cumplen en el 40

En las estaciones ubicadas sobre el río Bermejo y en Las Cañas, la mayoría de las variables analizadas, poseen evidencias de cambios abruptos en los valores medios a comienzo de la década del 70, que resulta en concordancia con las tendencias positivas de las precipitaciones en la cuenca del Plata a partir de dicha década (Núñez, 2012).

En la cuenca del río San Juan, el caudal de primavera no muestra cambios abruptos. En las otras variables, hay evidencias de saltos a mediados de la década del 40 y 70. En la cuenca del río Mendoza, la mayoría de los sitios de medición de caudales, manifiestan cambios abruptos alrededor del año 1977, particularmente en el río Tupungato, destacándose que la presencia de un cambio abrupto no necesariamente indica cambios en la tendencia de la serie histórica. En el Tunuyán, el caudal de primavera no presenta cambios significativos. Los ríos cuyanos han registrados

caudales bajos, particularmente en la década de 1960 a 1970, que luego se han recuperado asociado al evento El Niño (Carril y otros, 1997), como se demuestra al detectar cambios abruptos positivos en los valores medios, a partir de los años 70. Para algunos ríos cuyanos localizados entre los 30° y 37° de latitud sur se han identificados cambios abruptos en los años 1945 y 1976, aproximadamente (Masiokas y otros, 2010).

En el río Diamante, la hipótesis de homogeneidad es rechazada en el caudal de invierno que presenta salto positivo. En la cuenca del Atuel, a la salida del ámbito montañoso (Puente Sosneado), el caudal anual y de verano presentan evidencias de cambio negativo a fines de la década de 1980; en Loma Negra, antes de la confluencia con el Salado, no se detectaron cambios en ninguna de las variables; aguas abajo el Atuel y Salado presentan puntos de quiebre prácticamente coincidente en las distintas variables, con saltos positivos a mediados de los 70 y 1953. En la cuenca del Pincheira, el salto es positivo para todas las variables, excepto en el caudal de verano y ocurre alrededor de 1978. En la cuenca del río Grande, solo un sitio muestra evidencias estadísticamente significativas de cambios bruscos a un escalón menor, a fines de los 80. En el Barrancas los cambios abrupto significativos en dan a comienzos de los 70 en todas las variables. En el río Neuquén y Limay, el año de quiebre en los valores medio de las variables analizadas, muestran resultados muy disimiles entre sí, algunos en la década del 20 y otros en los 50 y 70. En la cuenca alta del río Chubut, los cambios abruptos son dispares en todas las variables, excepto en el caudal de otoño. En el río Santa Cruz no hay saltos. En general los caudales Qaño, QI y QV muestran cambios abruptos en más del 65 % de los casos, el QP, solo en un 44 %; además, no debe olvidarse que los métodos empleados son paramétricos y las condiciones de normalidad, independencia y aleatoriedad juegan un rol muy importante.

3.2. Análisis regional de frecuencias

Inicialmente, se plantearon distintos conjuntos de estaciones como regiones homogéneas. El primero de ellos fue todos los sitios bajo análisis. Luego se agruparon en base al régimen hidrológico de la corriente (distribución temporal de los caudales mensuales medios), que es determinada por las variaciones estacionales de precipitación y temperatura (Bruniard, 1992; 1994). También, se realizaron agrupamientos en base a la localización de las distintas estaciones con respecto al límite entre las cuencas de los ríos Colorado y Neuquén; esto coincide con una importante disminución en la altura media de la Cordillera y la posición del anticiclón semipermanente del océano Pacífico Sur (Compagnucci y Araneo, 2007). Luego se tomaron las estaciones localizadas en los Andes Centrales, Andes Patagónicos y distintas combinaciones de ellas. La selección del agrupamiento se realizó en base a la metodología ya explicitada de Hosking y Wallis (1997), en base a las medidas de discordancia D_k y heterogeneidad H_2 .

Luego de un exhaustivo análisis de los agrupamientos, que incluyó un proceso iterativo, se encontró la región homogénea para cada una de las 5 variables analizadas. Para el caudal anual se incluyen las 15 estaciones de las cuencas de los ríos Tunuyán, Diamante, Atuel, Pincheyra, Grande y Colorado; se excluye del agrupamiento a la estación sobre el Valenzuela, afluente del Grande. Para el caudal de verano, el agrupamiento posee 20 estaciones, que se localizan en las cuencas de los ríos: Mendoza, Tunuyan, Diamante, Atuel, Pincheyra Grande y Colorado. El agrupamiento del caudal de otoño incluye 19 estaciones, de las cuencas de los ríos: Mendoza, Tunuyan, Diamante, Atuel, Pincheyra, Grande y Colorado, excluyendo la estación Valenzuela porque se trata de un sitio discordante. La serie caudal anual y caudal de otoño del Valenzuela son discordantes porque presentan observaciones que difieren notablemente del resto, sin que ellas puedan ser consideradas como valores atípicos. El

Cuenca ⁽¹⁾	Variable ⁽²⁾				
	Q _a	Q _v	Q _o	Q _i	Q _p
Mendoza		VAC CUE TUP GUI	VAC CUE TUP GUI		
Tunuyán	UCO	UCO	UCO	UCO	UCO
Diamante	LJA	LJA	LJA	LJA	LJA
Atuel	PSO	PSO	PSO	PSO	PSO
	LNE	LNE	LNE	LNE	LNE
	CAN	CAN	CAN	CAN	CAN
	LAN	LAN	LAN	LAN	LAN
Pincheyra	PIN	PIN	PIN	PIN	PIN
Colorado	COB	COB	COB		COB
	TOR	TOR	TOR		TOR
	LES	LES	LES		LES
		VAL			VAL
	CHI	CHI	CHI		
	PMA	PMA	PMA		PMA
	LGO	LGO	LGO		LGO
	BAR	BAR	BAR		BAR
BRA	BRA	BRA		BRA	
T₂⁽³⁾	0.185	0.245	0.166	0.147	0.200
T₃	0.121	0.232	0.162	0.110	0.074
T₄	0.139	0.160	0.154	0.129	0.124
H₂⁽⁴⁾	-0.02	0.03	-0.07	0.94	1.03

Tabla III: Estaciones que conforman la región homogénea para las variables analizadas, momentos L adimensionales y heterogeneidad H_2 .

agrupamiento correspondiente al caudal de invierno es pequeño, solo 7 estaciones de los ríos Tunuyan, Diamante, Atuel y Pincheyra. Para la variable caudal de primavera, el agrupamiento es ligeramente heterogéneo y está constituido por 15 estaciones de las cuencas de los ríos: Tunuyán, Diamante, Atuel, Pincheyra, Grande y Colorado, excepto el sitio sobre el río Chico, afluente del Grande. Las estaciones que componen las distintas regiones homogéneas y sus respectivos momentos L adimensionales y medida de heterogeneidad, se muestran en la Tabla III.

Es conveniente aclarar que una región homogénea no presupone que se corresponda con una región geográfica particular (por

(1) Ver Tabla I para identificar el nombre de la estación de aforos. La región homogénea se halla integrada por los sitios señalados en las columnas, que representan las variables analizadas.

(2) $Q_{año}$ caudal anual, Q_I caudal de invierno (julio, agosto, septiembre), Q_P caudal de primavera (octubre, noviembre, diciembre), Q_V caudal de verano (enero, febrero, marzo), Q_O caudal de otoño (abril, mayo, junio).

(3) T_2 , T_3 y T_4 representan el coeficiente de *variación* - L , de *asimetría* - L y *curtosis* - L , respectivamente.

(4) Medida de heterogeneidad del agrupamiento o región, aceptablemente homogénea si $H_2 < 1$, posiblemente homogénea si $1 < H_2 < 2$ y heterogénea si $H_2 > 2$.

ejemplo, Andes Centrales, ríos patagónicos, etc.); este procedimiento solamente agrupa sitios con similar comportamiento estadístico. Los agrupamientos hallados para las variables caudal anual y de primavera, resultan parcialmente coincidentes, con la subregión Cuyo Sur (ríos Tunuyan, Diamante, Atuel y Colorado), una de las cuatro subregiones identificadas por Compagnucci y Araneo (2007), realizada en base a la variabilidad de los caudales y su vinculación con las fluctuaciones de la temperatura superficial del mar (TSM) y el ciclo ENOS (El Niño Oscilación del Sur), para 13 estaciones de ríos cordilleranos localizados entre los paralelos de 28° a 50°.

Posteriormente, en cada agrupamiento, se seleccionan las 4 funciones de distribución que presentan los valores más pequeños de ZDIST y los valores de PUMT para las recurrencias de 50, 100, 500 y 1000 años correspondientes. La adopción de una función particular, se basa en la asignación de un nivel de jerarquía a las 5 medidas de bondad (ZDIST y 4 valores de PUMT), estipulando el valor 1 para la más pequeña, 2 al segundo valor más bajo y así sucesivamente hasta 5. Posteriormente,

la función que presente simultáneamente los valores más bajo de jerarquías de ZDIST y PUMT es la que se adopta. La función Pearson III fue la elegida para las variables de caudal: Qaño, QI y QP y Gumbel para QV y QO. La Tabla IV muestra los valores de ZDIST, PUMT para 4 recurrencias y los parámetros de curva de crecimiento adimensional Y(F) para cada una de las variables analizadas.

parámetros	Variable ⁽¹⁾				
	Qaño	Qv	Qo	Qi	Qp
FDR ⁽²⁾	PE3	GUM	GUM	PE3	PE3
Z ^{DIST} ⁽³⁾	-0.87	0.86	-0.39	-0.20	-0.06
localización ⁽⁴⁾	1.0000	0.7960	0.8614	1.0000	1.0000
escala ⁽⁵⁾	0.3345	0.3534	0.2402	0.2640	0.3566
forma ⁽⁶⁾	0.7396		0.6740	0.4554	
PUM ₅₀ ⁽⁷⁾	0.286	0.401	0.320	0.255	0.355
PUM ₁₀₀	0.320	0.437	0.355	0.276	0.404
PUM ₅₀₀	0.387	0.496	0.416	0.315	0.501
PUM ₁₀₀₀	0.412	0.516	0.437	0.330	0.537

Tabla IV: Medidas de bondad de ajuste ZDIST y PUMT para recurrencia T de 50, 100, 500 y 1000 años.

Los modelos de crecimiento adimensional para Pearson III (PE3) y Gumbel (GUM) son: GUM, Gumbel; 2 parámetros; ξ (localización) y α (escala):

$$F(x) = \exp \left[- \exp \left\{ - \frac{(x - \xi)}{\alpha} \right\} \right] \quad (17)$$

$$Y(F) = \xi + \alpha \ln(-\ln F(x)) \quad (18)$$

PE3, Pearson tipo III; G , es la integral Gamma Incompleta; 3 parámetros; μ (localización), σ (escala) y γ (forma):

$$F(x) = G \left(\frac{x - \mu + \frac{2\sigma}{\gamma}}{\left| \frac{\sigma\gamma}{2} \right|, \frac{4}{\gamma^2}} \right), \gamma > 0 \quad (19)$$

$$F(x) = 1 - G \left(- \frac{x - \mu + \frac{2\sigma}{\gamma}}{\left| \frac{\sigma\gamma}{2} \right|, \frac{4}{\gamma^2}} \right), \gamma < 0 \quad (20)$$

$$Y(F) = \text{no posee definición explícita} \quad (21)$$

La ecuación (21) carece de solución directa y para ello se aplica un algoritmo desarrollado por Hosking (2005). Los cuantiles para las estaciones de la región homogénea se obtienen del producto entre las ordenadas de la curva de crecimiento

regionalizada adimensional y la media de cada sitio. La Figura 3 y Figura 4 muestran la curva regional adimensional de frecuencias y la de cada sitio del agrupamiento, para cada una de las variables analizadas. En abscisas se coloca la variable reducida de Gumbel, estimada como $-\ln(-\ln(F))$ y en ordenadas el cuantil adimensional, donde F es la frecuencia acumulada.

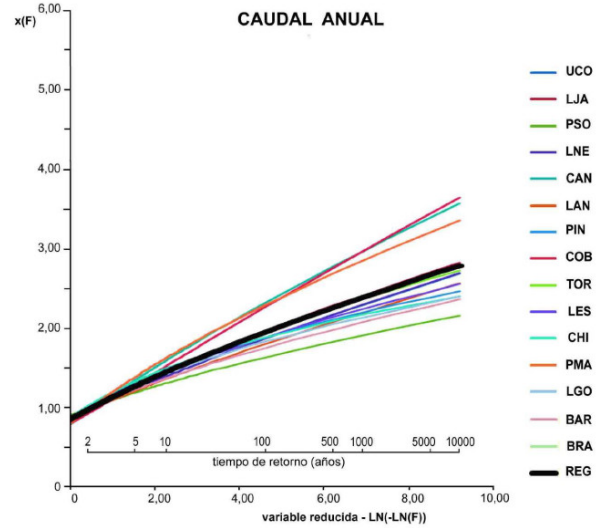


Figura 3: Caudal anual. Curva de crecimiento o curva de frecuencia adimensional para cada sitio y agrupamiento. Función de distribución Pearson III.

Es conveniente destacar que resulta importante cuantificar el rango de incertidumbre dentro del cual se enmarcan los cuantiles estimados, aspecto que es inherente a todo análisis estadístico. En los métodos tradicionales (momentos, máxima verosimilitud, etc.) se consigue determinando el intervalo de confianza para los valores de los cuantiles obtenidos con la función de distribución adoptada. En el análisis regional de frecuencias, la construcción de los intervalos de confianza es solo aproximada y tiende a evaluar el grado de cumplimiento de los supuestos asumidos por el modelo (Rosberg y Madsen, 1995; Hosking y Wallis, 1997; Eslava, 2011). En este contexto, los intervalos de confianza son de poca utilidad, ya que muy pocas veces se puede asegurar que el modelo

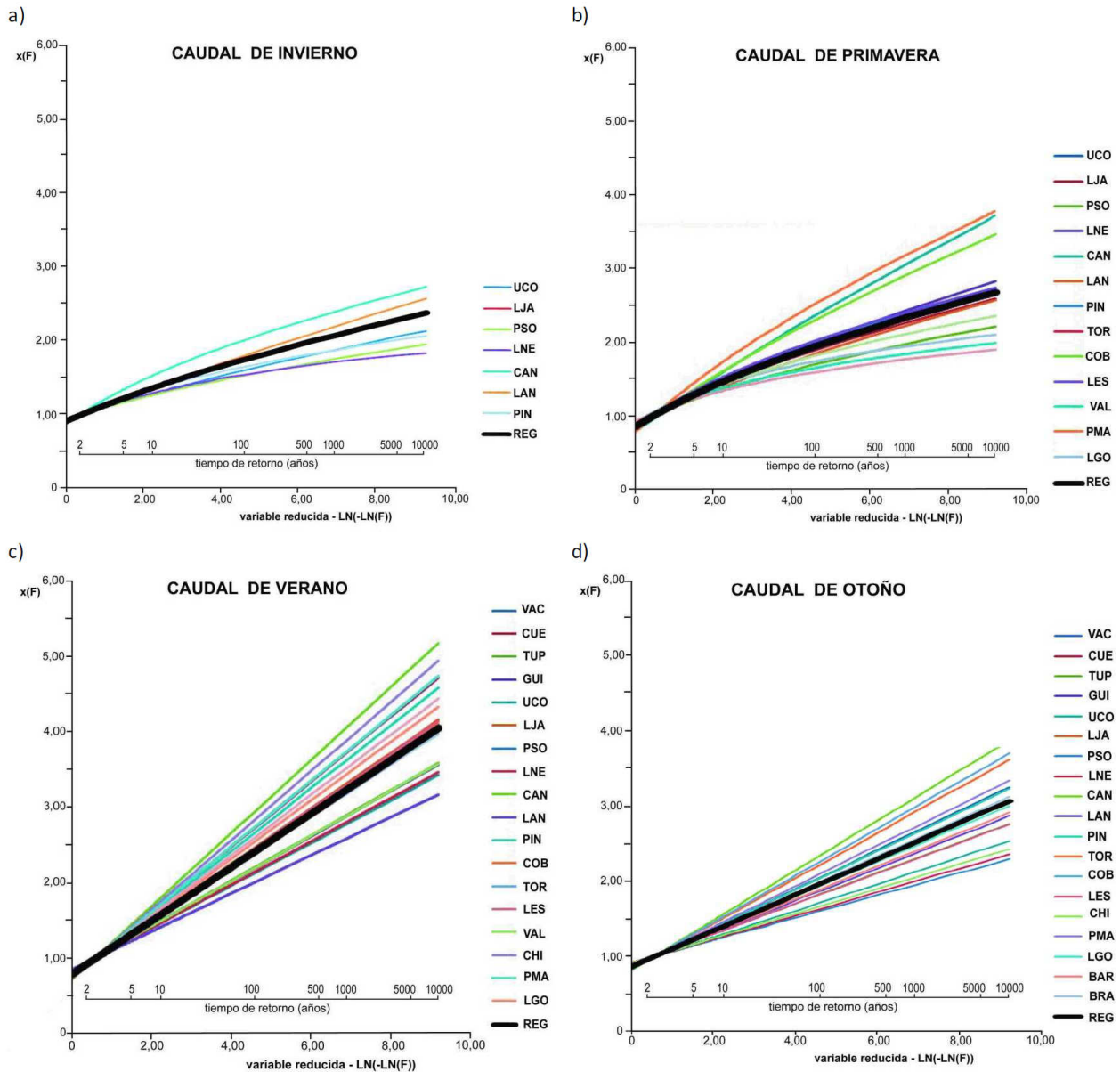


Figura 4: Curva de crecimiento o curva de frecuencia adimensional para cada sitio y agrupamiento: A caudal estacional de invierno (julio, agosto y septiembre), función de distribución Pearson III; B caudal estacional de primavera (octubre, noviembre y diciembre), función de distribución Pearson III; C caudal estacional de verano (enero, febrero y marzo), función de distribución: Gumbel; y D caudal estacional de otoño (abril, mayo y junio), función de distribución Gumbel.

empleado es del todo correcto, es decir, que se cumplan todos los supuestos. Además, según Hosking y Wallis (1977), el análisis regional de frecuencias con momentos L es válido, aunque las suposiciones no se cumplan totalmente

4. CONCLUSIONES

Desde épocas coloniales, el desarrollo y la producción agrícola en la vertiente oriental de la cordillera de Los Andes del Noroeste, Cuyo y Patagonia, pudo ser posible gracias al

agua utilizada para el riego y producción de energía, proveniente de los ríos con nacientes en la Cordillera y algunas serranías del oeste. La gestión del recurso hídrico requiere de estimaciones de la probabilidad de ocurrencia de variables hidrológicas para la toma de decisiones. El Análisis Regional de Frecuencias basadas en la estadística de momentos L (ARF-LM) es un procedimiento que permite aumentar la confiabilidad en la predicción de periodos de retorno de caudales con baja frecuencia y en sitios sin observaciones, con un análisis exhaustivo previo de datos utilizados.

El Análisis Exploratorio de los Datos (AED) es imprescindible para la detección de errores, valores atípicos, verificación de supuestos básicos o faltas de homogeneidad en las series. En las estaciones del noroeste argentino, en Pincheira, Barrancas, Colorado, Neuquén y Limay, no se han detectado valores atípicos en ninguna de las variables analizadas. Aparecen valores atípicos, para algunas variables, en las observaciones de los años: 1921-22, 1941-42, 1972-73, 1973-74, 1979-80, 1982-83, 1983-84, 1987-88, 1992-93, 1996-97, 1998-99 y 1999-00. Años donde el fenómeno ENSO tuvo una intensidad de moderada a severa y difícilmente se puedan deber a errores en las mediciones, dado que la gran mayoría de las variables hidrológicas empleadas provienen de promedios de un conjunto de observaciones más o menos importantes. Por lo expuesto, no fueron excluidos en este trabajo.

La condición de normalidad es rechazada en el 60% de los casos, siendo el caudal de verano y otoño las variables que más falta de normalidad presentan; la ausencia de independencia y aleatoriedad ocurre en el 34% de las series analizadas, destacándose el caudal de invierno y otoño, para un nivel de significancia de $\alpha = 5\%$.

Los ríos Los Patos, San Juan, Cuevas, Diamante, Atuel, Grande, Valenzuela, Poti Malal, Neuquén y Santa Cruz no mostraron tendencias significativas en ninguna de las variables de caudal analizadas. Solo se

detectaron tendencia creciente estadísticamente significativa en algunas variables y sitios del noroeste y centro oeste argentino y tendencia decreciente en algunas variables y sitios de Los Andes patagónicos. Las tendencias en algunas series históricas del caudal estacional podrían estar indicando variaciones en los procesos hidrológicos de generación de los caudales en las cuencas. Las tendencias en el caudal anual de dichas series representan comportamiento hidrológico promedio.

En general, el test t de Student Secuencial señala puntos de quiebre estadísticamente significativos de manera más frecuente que los otros test. Muchas veces se presentan saltos múltiples que ningún test de los empleados identifica. Debe recordarse que los test usados requieren la condición de normalidad en la distribución, aspecto que solo se cumple en el 40% de los casos, lo que introduce un importe nivel de incertidumbre en los resultados. En general los caudales Qaño, QI y QV muestran saltos en más del 65% de los casos, el QP, solo en un 44%. El cambio abrupto en los valores medios generalmente se produce en la década de los 70.

La detección de cambios graduales o abruptos de largo plazo en los ríos cordilleranos es un proceso difícil de evaluar desde el punto de vista físico, ya que pueden ser causados por fenómenos bien diferenciados como el calentamiento global, la variabilidad climática, la variabilidad hidrológica (cambios en las entradas, salidas y almacenamientos), o la superposición de ellos. Su efecto se manifiesta por el aumento de la incertidumbre asociado al diseño de estructuras hidráulicas y de oferta hídrica. Sumado a ello, es probable que el sistema de observación sea insuficiente para explicar físicamente los cambios, ya que la variabilidad enmascara las tendencias estables.

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. Admite aumentar la longitud de los registros disponibles mediante la transferencia de información de las diferentes estaciones que componen una supuesta región homogénea y permite la posibilidad de realizar estudios de frecuencia más certeros.

El método de momentos L es un método de estimación de parámetros y cuantiles eficiente y computacionalmente conveniente. La región homogénea para la variable caudal anual incluye 15 estaciones de las cuencas de los ríos Tunuyán, Diamante, Atuel, Pincheyra, Grande y Colorado; se excluye a la estación sobre el Valenzuela. Para el caudal de verano, la región posee 20 estaciones, que se localizan en las cuencas de los ríos: Mendoza, Tunuyan, Diamante, Atuel, Pincheyra Grande y Colorado. El del caudal de otoño incluye 19 estaciones, de las cuencas de los ríos: Mendoza, Tunuyan, Diamante, Atuel, Pincheyra, Grande y Colorado, sin considerar la estación del Valenzuela. Para el caudal de invierno, el agrupamiento es pequeño, solo 7 estaciones de los ríos Tunuyan, Diamante, Atuel y Pincheyra. Para la variable caudal de primavera, el agrupamiento es ligeramente heterogéneo y está constituido por 15 estaciones de las cuencas de los ríos: Tunuyán, Diamante, Atuel, Pincheyra, Grande y Colorado, excepto el sitio sobre el río Chico. Sobre la base del empleo de los estadísticos ZDIST y PUMT las distribuciones Pearson III y Gumbel son las que presentan el mejor ajuste y son las adoptadas. También, las funciones de distribución Generalizada Normal y Generalizada de Valores Extremos mostraron buenos indicadores en todas las variables analizadas.

La predicción de caudales anuales y estacionales de baja frecuencia requiere de series extensas y homogéneas. La presencia de cambios graduales o abruptos introduce un alto nivel de incertidumbre en la predicción. Resulta más conveniente trabajar con las series que reflejen

el comportamiento actual y el futuro previsto, lo que aumenta aun más el grado de disyuntiva en el pronóstico.

REFERENCIAS

- Barros, V. y otros, 2005. El cambio climático y la costa argentina del Río de la Plata. Fundación Ciudad. Buenos Aires. ISBN 987-1032-04-8.
- Boninsegna, J., 2009. Impacto del Cambio Climático en la región Centro Oeste de Argentina y posibles medidas de adaptación. Foro: Escenarios climáticos y medidas de adaptación. 25 – 26 de febrero de 2009. Secretaria de Ambiente de la Nación. Buenos Aires. www.ambiente.gov.ar/archivos/web/AdCC/File/09_boninsegna.pdf
- Boninsegna, J. y Villalba, R., 2006. Los escenarios de Cambio Climático y el impacto en los caudales. Documento sobre la oferta hídrica en los oasis de riego de Mendoza y San Juan en escenarios de Cambio Climático. SAyDS, Fundación e Instituto Torcuato Di Tella.
- Bruniard, E., 1992. Hidrografía. Procesos y tipos de escurrimientos superficial, con la colab. de Clelia O. Moro, Juan A. Alberto y Daniel González. Buenos Aires, CEYNE. (Colección Geográfica, dir. Ricardo Capitanelli, vol. 4).
- Bruniard, E., 1994. Los regímenes fluviales de alimentación sólida en la República Argentina. Publicación Especial No 7. Academia Nacional de Geografía.
- Buishand, T. A., 1982. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *J. Hydrology* 58:11-17.
- Calcagno, A.; Mendiburu, N.; Gaviño Novino, M., 2000. Informe sobre la gestión del agua en la Republica Argentina. World Water Visión.
- Camilloni, I. y Barros, V., 2003. Extremes discharges in the Paraná River and their climate forcing. *J. Hydrology* 278:94-106.
- Carril, A.; Doyle, M.; Barros, V.; Núñez, M., 1997. Impacts of climate change on the oases of the Argentinean cordillera. *Climate Reserch* 9:121- 129.

- Caviedes, C., 1998. Influencia de ENOS sobre las variaciones interanuales en ciertos ríos de América Sur. *Bull. Inst. fr. études andines* 27(3):627-641.
- Celis, A.; Ostuni, F.; Kisilevsky, G.; Schwartz, E.; Fernández Bouzo, S.; Lopresti, L., 2009. Documento País: Riesgos de desastres en Argentina. CAPITULO 5: Cambio climático: variabilidad pasada y una prospectiva de las amenazas de acuerdo a los escenarios futuros. Cruz Roja Argentina, Centro Estudios Sociales y Ambientales. Buenos Aires.
- Chow, V.T.; Maidment, D.; Mays, L., 1996. *Hidrología Aplicada*. Bogota McGraw-Hill.
- Ciumara, R. 2007.; L-moments evaluation for identically and nonidentically weibull distributed random variables. *Proc. Romanian Academy, Series A*, 8(3):175-180.
- Compagnucci, R. y Araneo, D., 2007. Alcances de El Niño como predictor del caudal de los ríos andinos argentinos. *Ingeniería Hidráulica en México*. XXII(3):23-35.
- Curmane, C. 1989. Statistical distributions for flood frequency analysis. *Operational Hydrology Report no. 33*, WMO (series) no. 718, World Meteorological Organization, Geneva, Switzerland.
- Delicado, P. y Goría, M., 2007. A small sample comparison of maximum likelihood, moments and L-moments methods for the asymmetric exponential power Distribution. *Computational Statistics & Data Analysis* 52:1661-1673.
- EPA, 2000. Guidance for data quality assessment. Practical methods for data analysis. EPA QA/G-9. QA00 Update.
- Eslava, J., 2011 Análisis regional de las precipitaciones diarias extremas en la Cuenca del río Arga con R. Universidad Pública de Navarra, Escuela Técnica Superior de Ingenieros Agrónomos. Pamplona.
- Garreaud, R.D., Aceituno, P., 2001. Interannual Rainfall Variability over the South American Altiplano. *American Meteorological Society. J. Climate* 14(12):2779-2789.
- Gabriele S., and Arnell, N.; 1991. A hierarchical approach to regional flood frequency analysis. *Water Resources Res.* 27 (6): 1281-1289.
- 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 Res. Res.* 15:1049-54.
- Gonzalez Loyarte, M., 1995. La diagonale aride Argentine: une réalité écologique oscilante. *Sécheresse*, 1(6), 35-44.
- Gyau-Boakye, P., 1993. Filling gaps in hydrological runoff data. *Series in West Africa*.
- Hamed, K. H. and Rao, A. R., 1998. A Modified Mann-Kendall Trend Test for Autocorrelated Data. *J. of Hydrology* 204:182-196.
- Hirsch, R., Slack, J. and Smith, R., 1982. Techniques of Trend Analysis for Monthly Water Quality data. *Water Resources Res* 18(1):107-121.
- Hosking, J., 2005. FORTRAN routines for use with the method of L-moments, Version 3.04. IBM Research Report RC12822, IBM Research Division, Yorktown Heights, New York.
- Hosking, J. and Wallis, J., 1993. Some Statistics Useful in Regional Frequency Analysis. *Water Resources Res.* 29(2): 271-281.
- Hosking, J. and Wallis, J., 1997. *Regional Frequency Analysis. An approach based on L-Moments*. Cambridge University. U K.
- Ibarzabal, T.; Donangelo, T.; Hoffmann, J.; Naruse, R., 1996, Recent climate changes in southern Patagonia, *Bulletin of Glacier Research* 14:29-36.
- Interagency Advisory Comité on Water Data (USACE), 1982. Guidelines for Determining Flood Flow Frequency. Bulletin 17 B. U.S. Department of Interior. Geological Survey. Office of Water Data Coordination.
- Kite, G. W., 1977. Frequency and risk analyses in hydrology. *Water resource Publications*. Colorado.
- Kjeldsen, T. R. and Jones, D., 2004. Sampling variance of flood quantiles from the generalised logistic distribution estimated using the method of L-moments. *Hydrology and Earth System Sciences* 8(2):183-190,

- 2004.
- Kundzewicz, Z. and Robson, A., 2000. Detecting trend and other changes in hydrological data. WCDMP-45. WMO/TD No 1013. Geneva.
- 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.
- Leanza, A. (ed.), 1972. Geología regional Argentina. Academia Nacional de Ciencias. Córdoba. INGRAF.
- Le Quesne, C.; Acuña, C.; Boninsegna, J.; Rivera, A.; Barichivich, J.; 2009. Long-term glacier variations in the Central Andes of Argentina and Chile, inferred from historical records and tree-ring reconstructed precipitation. *Palaeogeography, Palaeoclimatology, Palaeoecology* 281(2009) 334-344.
- Llano, M. y Penalba, O., 2011. A climatic analysis of dry sequences in Argentina. *International Journal of Climatology*. 31(4):504-513.
- Marzo, M. e Inchauspe, O., (1967). Geografía de Mendoza. Mendoza, Editorial Spadoni.
- Masiokas, M.; Iba, R.; Luckman, B.; Mauget, S., 2010. Intra- to Multidecadal Variations of Snowpack and Streamflow Records in the Andes of Chile and Argentina between 30° and 37°S. *J. of Hydrometeorology* 11:822-831.
- Miller, A., 1976. The climate of Chile. En: W. Schwerdtfeger, (ed.), *World Survey of Climatology. Climates of Central and South America*. Elsevier, Amsterdam, The Netherlands.
- Minetti, J. y Vargas, W., 1997. Trends and jumps in the annual precipitation in South America, south of the 15° S. *Atmósfera* 11: 205-222.
- Nicholls, N., 2008. Recent trends in the seasonal and temporal behaviour of the El Niño-Southern Oscillation, *Geophys. Res. Lett.* 35, L19703, doi:10.1029/2008GL034499.
- Norbiato, D.; Borga, M.; Sangati, M.; Zanón, F., 2007. Regional frequency analysis of extreme precipitation in the eastern Italian Alps and the August 29, 2003 flash flood. *J. Hydrology* 345:149- 166.
- Nuñez, M., 2012. Cambio climático observado y esperado en Argentina. En: *Foro Ambiente y Ciudad de Buenos Aires*. Organizado por AIDIS Argentina y Fundación Ciudad. Buenos Aires. www.fundacionciudad.org.ar/pdf/Foro_Amb_y_CABA/NUEZ.pdf o www.cadicaa.com.ar/medioambiente/innoforo/03_DrNunez.pdf
- Paoli, C. y Malinow, G., 2010. Criterios para la determinación de crecidas de diseño en sistemas climáticos cambiantes. Santa Fe. EdicionesUNL.
- Pasquini, A. y Depetris, P., 2007. Discharge trends and flow dynamics of South American rivers draining the southern Atlantic seaboard: An overview. *J. Hydrology* (2007) 333:385- 399.
- Pettitt, A. N., 1979. A nonparametric approach to the change-point problem. *Applied Statistics* 28:126-135.
- Prohaska, F., 1976. The climate of Argentina, Paraguay and Uruguay', En . W. Schwerdtfeger, (ed.), *World Survey of Climatology. Climates of Central and South America*. Elsevier, Amsterdam, The Netherlands.
- Remington R. y M. Schork., 1974. *Estadística Biométrica y Sanitaria*. Prentice Hall Internacional.
- Reyna, S; Reyna, T; Fulginiti, F; Labaque, M; Giovanini, L; Toselli, L., 2010. Sistema Cóndor Cliff – La Barrancosa: Diseño de presas y operación de embalses ajustados por condicionantes ambientales. *Anales del VI Congreso Argentino de Presas y Aprovechamientos Hidroeléctricos*. Comité Argentino de Presas. Neuquén.
- Robson, A. and Duncan, R., 1999. Volume 3. Statistical procedures for flood frequency estimation. En: *Institute of Hydrology (ed.) Flood estimation handbook*. Wallingford, Gran Bretaña.
- Rodionov, S., 2005. A brief overview of the regime shift detection methods. *Joint*

- Institute for the Study of Atmosphere and Ocean. University of Washington. www.beringclimate.noaa.gov/regimes/Regime_shift_methods_list.htm
- Rosberg, D. and Madsen, H., 1995. Uncertainty measures of regional flood frequency estimators. *J. of Hydrology* 167:209-224.
- Salas, J., 1992. Analysis and modelling of hydrologic time series. Maidment, David (ed) *Handbook of Hydrology*. MacGraw-Hill.
- Salas, J.; Delleur, J.; Yevjevich, V.; Lane, W., 1980. Applied modeling of hydrologic time series. Water Resources Publications. Colorado.
- Seoane, R y López, P., 2006. Capítulo 4: Recursos hídricos y sus tendencias. En: Vulnerabilidad de la Patagonia y sur de las provincias de Buenos Aires y La Pampa. Fundación e Instituto Torcuato Di Tella. Cap 4, pp. 89-146.
- SSRH., 2010. Atlas de cuencas y regiones hídricas de la República Argentina. Edición 2010. www.hidricosargentina.gov.ar/info_mapas.php
- Trenberth, K.E., 1997. The definition of el niño. *Bull. Amer. Meteor. Soc.* 78: 2771-2777.
- U.S. Army Corps of the Engineers, 2001. Performance Evaluation (PE) Program. Engineer Manual 200-1-7.
- Vera, C y Camilloni, I., 2006. Tendencias climáticas: precipitación. En: Vulnerabilidad de la Patagonia y sur de las provincias de Buenos Aires y La Pampa. Fundación e Instituto Torcuato Di Tella. Cap. 3, pp. 54-88.
- Vich, A.; Lopez, P. y Schumacher, M., 2007. Trend detection in the water regime of the main rivers of the Province of Mendoza, Argentina. *GeoJournal* 70:233-243.
- Vich, A.; Bizzotto, F., Vaccarino, E., Correas, M. y Manduca, F., 2011. Quantifying changes (gradual and abrupt) in the hydrologic regime of the cordilleran basin. UGI 2011 Regional Geographic Conference. Conference Proceedings. Santiago de Chile. Noviembre de 2011.
- Westmacott. J. and Burn, D., 1997. Climate Change Effects on the Hydrologic Regime within the Curchill Nelson River Basin. *J. Hydrology* 202:263-279.
- Worsley, K., 1979. On the likelihood ratio test for a shift in location of normal populations. *J. Am. Statistic As.* 74, 365-367.
- Yevjevich, V., 1972: Stochastic Processes in Hydrology. Water Resources Publications. Colorado.
- Yue, S.; Pilon, P. and Cavadias, G., 2002. Power de Mann-Kendall and Spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series. *J. Hydrology* 259:254-271.

Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo la licencia Creative Commons, que permite el uso ilimitado, distribución y reproducción en cualquier medio, siempre que la obra original sea debidamente citada.