

DISTRIBUCIÓN DE PROBABILIDADES DE LOS CAUDALES MENSUALES EN LAS REGIONES DE CUYO Y PATAGONIA (ARGENTINA). APLICACIÓN AL MONITOREO DE SEQUÍAS HIDROLÓGICAS

Juan A. Rivera^{1,2} y Olga C. Penalba^{3,4}

¹Instituto Argentino de Nivología, Glaciología y Ciencias Ambientales, CCT-Mendoza, CONICET

²Universidad Juan Agustín Maza

³CONICET

⁴Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos, FCEyN, UBA

(Manuscrito recibido el 16 de marzo de 2017, en su versión final el 14 de julio de 2017)

RESUMEN

El índice de caudal estandarizado (ICE) se desarrolló siguiendo los lineamientos teóricos del índice de precipitación estandarizado (IPE) para el monitoreo y la comparación de patrones espaciales y temporales de las condiciones hidrológicas considerando como variable de entrada los caudales mensuales. Un paso fundamental para su cálculo consiste en seleccionar la distribución de probabilidades que mejor ajuste las frecuencias de caudales observados. En ese sentido, en este trabajo se comparan 6 distribuciones de probabilidades (gamma, lognormal II, Pearson III, Weibull, logística y loglogística) ampliamente utilizadas para la representación de variables hidrológicas, a fin de determinar la más adecuada en las cuencas hidrográficas de Cuyo y Patagonia (Argentina). Para evaluar la bondad del ajuste se consideró el estadístico de Anderson-Darling (AD), el cual brinda la rigurosidad estadística necesaria para el análisis de eventos extremos. Se brindan recomendaciones considerando los ajustes evaluados mediante el estadístico AD y el análisis de la normalidad de las series de ICE, considerando que ninguna de las distribuciones seleccionadas resultó adecuada en todas las cuencas y meses del año. Estos resultados destacan el uso de la distribución lognormal II para la representación de los caudales mensuales en la región de Cuyo y el análisis de sequías hidrológicas en base a esta distribución. En el caso de la región de Patagonia, se destaca la distribución loglogística como la más adecuada para el ajuste a los caudales mensuales. No obstante, se observó que las series de ICE estimadas a partir de esta distribución poseen sesgos en su valor medio, desvío estándar y porcentaje de meses bajo condiciones de sequía. Estos factores pueden afectar su calidad para el monitoreo de sequías hidrológicas en Patagonia. Por lo tanto, se recomienda el uso de la distribución lognormal II para la representación de los caudales mensuales sobre el área de estudio y su aplicación al monitoreo de sequías hidrológicas.

Palabras clave: índices estandarizados, caudal, distribución de probabilidades, ríos Andinos.

PROBABILITY DISTRIBUTION OF MONTHLY STREAMFLOWS OVER CUYO AND PATAGONIA REGIONS (ARGENTINA). HYDROLOGICAL DROUGHT MONITORING APPLICATION

ABSTRACT

The standardized streamflow index (SSI) was developed following the theoretical concept of the standardized precipitation index (SPI) for monitoring and comparison of spatial and temporal patterns of the hydrological conditions, considering monthly streamflows as input variable. A fundamental step for its calculation is to select the probability distribution that best fits the frequencies of observed streamflows. This work compares 6 widely used probability distributions (gamma, lognormal II, Pearson III, Weibull, logistic and loglogistic) for the representation of hydrological variables in order to determine the most adequate over the watersheds of Cuyo and Patagonia (Argentina). The Anderson-Darling (AD) test was considered to evaluate the goodness of fit, which guarantees rigorous testing for extreme events analysis. Recommendations are given considering the fits based on the AD statistics and the analysis of the normality of the SSI time series, considering that none of the analyzed distributions were adequate in all the basins and months of the year. These results highlight the use of the lognormal II distribution for the representation of monthly streamflows in the Cuyo region and the assessment of hydrological droughts based on this distribution. In the case of Patagonia region, the loglogistic distribution is the most adequate for the representation of the monthly streamflows. However, it was observed that the SSI time series based on this distribution have biases in their mean values, standard deviation and percentage of months under drought conditions. These factors may affect their quality for the monitoring of hydrological droughts over Patagonia. Therefore, it is recommended the use of the lognormal II distribution for the representation of monthly streamflows over the study area and its application to the monitoring of hydrological droughts.

Keywords: standardized indices, streamflow, probability distribution, Andean rivers.

1. INTRODUCCIÓN

El uso de índices estandarizados para caracterizar condiciones de sequía se ha incrementado en los últimos años, lo cual es evidente desde el punto de vista científico –en un enfoque de investigación conceptual de los índices- como desde el aspecto operativo –como herramienta para asistir la toma de decisiones en el sector agrícola y el manejo de recursos hídricos- (Hayes et al., 2011; Kumar et al., 2016; <http://spi-support.blogspot.com>). Conceptualmente, estos índices representan la cantidad de desviaciones estándares a partir de la cual el valor de una variable –típicamente precipitación- se encuentra por encima o por debajo del promedio climatológico de una

ubicación particular. El índice de precipitación estandarizado (IPE, McKee et al., 1993), pionero entre los índices estandarizados y uno de los más utilizados a nivel mundial, fue desarrollado con el fin de definir y monitorear sequías meteorológicas. Entre sus ventajas se destacan su flexibilidad –puede calcularse en diversas escalas temporales-, simplicidad –solo necesita datos de precipitación para su obtención- y que puede ser comparado entre regiones con características climáticas distintas (Hayes et al., 1999; Mishra y Singh, 2010). Guttman (1998) recomendó que el IPE sea utilizado como índice de sequía primario, dado que su interpretación es simple en un sentido probabilístico y consistente a nivel espacial, con lo cual puede ser utilizado en análisis de riesgo y para la toma de decisiones. Si bien

permite el monitoreo de condiciones húmedas y secas, se ha utilizado mayormente para el análisis de condiciones de sequía meteorológica. La Organización Meteorológica Mundial (OMM, 2006) considera al IPE un indicador clave para la caracterización de sequías, siendo este recomendado por la declaración de Lincoln sobre índices de sequía (OMM, 2009; Hayes et al., 2011; OMM, 2012) para su uso por los Servicios Meteorológicos e Hidrológicos Nacionales a nivel global.

McKee et al. (1993) sugirió que los datos de entrada para identificar condiciones de sequía pueden incluir humedad de suelo, flujo de aguas subterráneas, nieve, caudales y niveles de reservorios. A partir de esto, numerosos índices surgieron en la literatura científica como extensión del IPE, principalmente para el monitoreo de sequías en los distintos componentes del ciclo hidrológico. Pueden mencionarse el índice de precipitación y evapotranspiración estandarizado (SPEI por sus siglas en inglés, Vicente-Serrano et al., 2010); el índice estandarizado de lluvia y derretimiento de nieve (SMRI por sus siglas en inglés, Staudinger et al., 2014); el índice estandarizado de nivel de agua subterránea (SGI por sus siglas en inglés, Bloomfield y Marchant, 2013) y el índice de caudal estandarizado (ICE, Vicente-Serrano et al. 2012). Este último índice puede encontrarse en la literatura con variantes como el índice de escurrimiento estandarizado (SRI por sus siglas en inglés, Shukla y Wood, 2008), que utiliza valores de caudales simulados; el índice de sequía de caudal (SDI por sus siglas en inglés, Nalbantis y Tsakiris, 2009) o el índice de flujo estandarizado (SQI por sus siglas en inglés, Amor et al., 2009).

Dentro de los índices estandarizados utilizados en el sur de Sudamérica (SSA), el IPE se destaca por sobre todos los anteriormente mencionados. Penalba y Rivera (2015) mostraron que es el índice más adecuado para el monitoreo y análisis de sequías meteorológicas. Su uso en el SSA en estudios de proyecciones futuras de sequías (Penalba y Rivera 2013; 2016a; Carril et al., 2016), análisis de tendencias y

variabilidades espacio-temporales (Lovino et al., 2014; Vicente-Serrano et al., 2015), análisis regional de sequías (Portela et al., 2015) y su relación con eventos El Niño/La Niña (Báez Benitez y Monte Domecq, 2014; Penalba y Rivera, 2016b) confirma su preferencia frente a otros índices estandarizados. No obstante, en función de la disponibilidad de registros mensuales de las variables necesarias para la obtención de los índices estandarizados (SPEI, SMRI, SGI, ICE), puede concluirse que el ICE es el que cuenta con mayores perspectivas de uso. Esto se debe a la gran cantidad de aforos que miden los caudales en diversas cuencas del SSA y particularmente en Argentina. Teniendo en cuenta la aceptación obtenida por el IPE, es esperable que la interpretabilidad de los resultados obtenidos a través del ICE resulte familiar tanto por investigadores, encargados de los recursos hídricos y agencias regionales y nacionales. No obstante, muy pocos estudios en el SSA utilizaron el ICE para la caracterización de sequías desde el punto de vista hidrológico. Bianchi et al. (2017) utilizaron el ICE para identificar las relaciones entre la laguna de Llanquihue (ubicada al sur de la provincia de Mendoza, Argentina) y las fluctuaciones de los caudales del río Malargüe. Nuñez et al. (2014) analizaron el efecto de la variabilidad multidecadal en la aplicabilidad del ICE sobre el centro-norte de Chile. En la misma región, Rangelcroft et al. (2016) cuantificaron la influencia antropogénica en el desarrollo de sequías hidrológicas a través del método de umbral diario y el ICE. Por último, Rivera y Penalba (2017) utilizaron el ICE para realizar un análisis espacio-temporal de los eventos de sequías en 46 cuencas del SSA, cuantificando los principales eventos de sequía hidrológica entre 1961 y 2006 y las tendencias en el ICE.

Para la obtención de cualquiera de los índices estandarizados mencionados anteriormente, las series de la variable hidrometeorológica en cuestión deben ajustarse a una distribución de probabilidades teórica que represente sus variaciones en la región y período de estudio. Luego, esta distribución se transforma a una

distribución normal con media cero y desvío estándar unitario (Van Loon, 2015). La selección de una distribución de probabilidades que describa el comportamiento de las variables hidrometeorológicas implica una decisión clave para la obtención de cualquiera de los índices estandarizados. Esto posee un impacto significativo en los valores de los índices estandarizados (Van Loon, 2015); por ejemplo, una distribución de probabilidades inapropiada puede dar como resultado un sesgo en los valores de los índices, exagerando o minimizando la severidad de la sequía (Sienz et al., 2012). En el caso de los caudales mensuales, la aplicación del ICE requiere una evaluación del ajuste a diversas distribuciones de probabilidades. Si bien existen algunos estudios que llevan a cabo esta comparación, constituyen apenas una pequeña proporción entre los trabajos que tienen como objetivo el correcto uso del ICE. En este sentido puede mencionarse a Vicente-Serrano et al. (2012), quienes compararon 6 distribuciones de 3-parámetros (lognormal, Pearson III, loglogística, GEV, Pareto y Weibull) para la representación de los caudales mensuales en la cuenca del río Ebro (España). Tabari et al. (2013) compararon las distribuciones lognormal, exponencial y uniforme en el noroeste de Irán, obteniendo que la distribución lognormal fue la que mayor cantidad de ajustes significativos brindó. Soláková et al. (2014) utilizaron enfoques paramétricos y no-paramétricos a fin de ajustar los caudales mensuales en Italia a 9 distribuciones de probabilidades. Este tipo de evaluaciones no ha sido realizada en el SSA, considerando su aplicación al monitoreo de sequías hidrológicas mediante índices estandarizados. Típicamente, el ajuste a distribuciones de probabilidades a variables hidrológicas fue realizado para la estimación de períodos de retorno de caudales anuales y estacionales en base al análisis regional de frecuencias (Vich et al., 2014), con fines de diseño para el modelado de caudales máximos o volúmenes máximos (Paoli y Cacik, 2000; Ganancias Martínez, 2010; Paoli, 2010) o el análisis de caudales mínimos (Finkler et al., 2015; Lauro, 2017). En cuanto a trabajos que realizaron ajustes de caudales mensuales a distribuciones

de probabilidad pueden mencionarse a Rivera y Penalba (2017), que utilizaron la distribución gamma para el análisis de sequías hidrológicas en 53 cuencas del SSA; y Vicario (2008), quien realizó el ajuste de los caudales mensuales aportados al Dique San Roque mediante la distribución lognormal. Esta distribución también aparece como la más adecuada para la representación de los caudales anuales en los ríos Andinos (Carletto et al., 1987).

Los ríos con nacientes en la Cordillera de los Andes, alimentados por el derretimiento nival y las lluvias, juegan un papel importante en el desarrollo social y económico de las regiones de Cuyo y Patagonia, Argentina. Particularmente en el caso de Patagonia, diversos emprendimientos hidroeléctricos proveen una parte significativa de la energía eléctrica generada en Argentina (Seoane et al., 2005). Por otro lado, en la región de Cuyo la agricultura es la actividad económica dominante, la cual sólo es posible mediante irrigación (Montaña et al., 2016). En este sentido, esta región es la que posee la mayor superficie irrigada de Argentina (Morábito et al., 2009), la cual se destina principalmente para la producción de vino (Castex et al., 2015). En vista de los impactos asociados a los períodos de sequía hidrológica, el monitoreo de la variabilidad espacio-temporal de los caudales cobra vital importancia.

Considerando que cualquier distribución de probabilidades no es más que una aproximación a los datos mensuales de los caudales y que en ningún caso existirá una única distribución que ajuste de forma adecuada las observaciones en todas las estaciones, este trabajo propone: i) comparar 6 distribuciones de probabilidades ampliamente utilizadas para la representación de variables hidrológicas a fin de seleccionar una distribución de probabilidades adecuada para el cálculo del ICE en las regiones de Cuyo y Patagonia; ii) evaluar qué tan buenos resultaron los ajustes a una distribución normal luego de realizar la transformación equi-probable desde las distribuciones de probabilidades seleccionadas.

Este análisis permitirá brindar recomendaciones para el correcto uso e interpretación del ICE con énfasis en el análisis de eventos de sequía hidrológica en los ríos Andinos de Argentina.

2. DATOS Y METODOLOGÍAS

2.1. Caudales mensuales

Se utilizaron datos de caudales mensuales estimados en 28 estaciones de aforo pertenecientes a ríos con nacientes en los Andes de las regiones de Cuyo y Patagonia (31°S-44°S, Figura 1), los cuales fueron provistos por la Subsecretaría de Recursos Hídricos (<http://bdhi.hidricosargentina.gov.ar/>). El detalle de las estaciones de aforo seleccionadas se muestra en la Tabla I, las cuales poseen registros que comienzan entre 1903 y 1973 y corresponden a ríos que contribuyen a las cuencas de los ríos Colorado y Negro, cuenca del océano Atlántico sur y cuenca del océano Pacífico (Figura 1). El período común 1975-2014 (40 años) se seleccionó en función de la disponibilidad, calidad y distribución espacial de los datos, con el fin de obtener los ajustes a las distribuciones de probabilidad. Las series de caudales diarios fueron sometidas a procedimientos de control de calidad, cuyos datos faltantes en ningún caso superaron el 3% del total de las series temporales. Estos datos fueron rellenados con caudales estimados en secciones de aforos cercanas siguiendo las recomendaciones de la Organización Meteorológica Mundial (2008). Si bien existen emprendimientos hidroeléctricos importantes en algunas de las cuencas consideradas, la información utilizada no se ve afectada dado que las estaciones de aforo se ubican río arriba de los mismos. Además, no existen otras actividades humanas que puedan afectar las mediciones de los caudales.

Investigaciones previas han evidenciado que las variaciones temporales de los caudales en las cuencas de Cuyo y Patagonia muestran patrones contrastantes. Por ejemplo, Compagnucci y Araneo (2005) utilizaron el método de análisis de

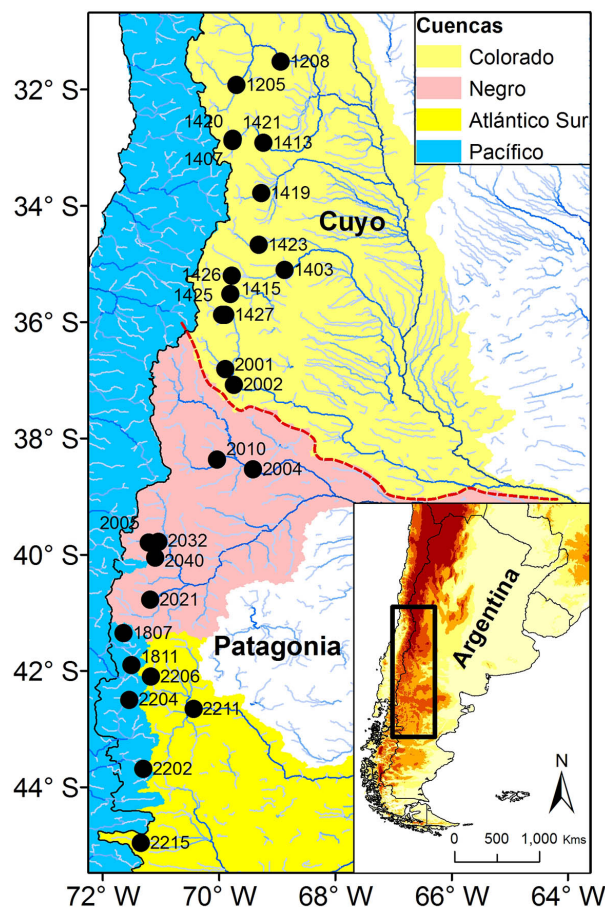


Figura 1: Área de estudio con las principales cuencas hidrográficas y distribución espacial de las estaciones de medición de caudales analizadas. La línea de trazos roja indica la separación entre las regiones de Cuyo y Patagonia.

componentes principales rotadas (ACPR) a fin de identificar áreas homogéneas para los caudales de los ríos andinos. Los autores obtuvieron dos regiones independientes, las cuales abarcan desde el río Jachal al río Colorado y desde el río Neuquén hasta el río Senguer. A fin de seleccionar dos estaciones representativas de la variabilidad temporal de los caudales mensuales en las cuencas de Cuyo y Patagonia, se aplicó el ACPR a las series temporales de los 28 sitios de aforo en el período 1975-2014 (resultado no mostrado). Luego se seleccionó la serie que presentó la mayor correlación con la componente principal de cada región como representativa de

ID	Río	Nombre	Lat (°S)	Lon (°O)	Altitud (msnm)	Cuenca	Caudal medio anual (m ³ /s)	Promedio en periodo de caudales altos (m ³ /s)	Promedio en periodo de caudales bajos (m ³ /s)	cs	ρ_1
1205	de los Patos	Alvarez Condarco	31,92	69,7	1923	Colorado	20,6	38,6	11,6	2,54	0,8
1208	San Juan	KM 47,3	31,52	68,94	934	Colorado	62,4	97,5	44,8	3,17	0,82
1403	Atuel	La Angostura	35,1	68,87	1302	Colorado	37,5	53,3	26,3	1,97	0,81
1407	Cuevas	Punta de Vacas	32,87	69,77	2406	Colorado	7,2	11,5	4,1	2,76	0,82
1413	Mendoza	Guido	32,92	69,24	1408	Colorado	49,6	67,3	27,3	2,01	0,79
1415	Salado	Cañada Ancha	35,2	69,78	1680	Colorado	11,1	20	6,6	2,77	0,77
1419	Tunuyán	Valle de Uco	33,78	69,27	1199	Colorado	28,9	48,4	14,9	1,75	0,81
1420	Tupungato	Punta de Vacas	32,88	69,76	2450	Colorado	24,9	48,9	12,9	1,89	0,78
1421	Vacas	Punta de Vacas	32,85	69,76	2400	Colorado	4,7	7,6	2,6	3,14	0,76
1423	Diamante	La Jaula	34,66	69,31	1500	Colorado	33,8	57,3	22,1	2,24	0,8
1425	Poti Malal	Gendarmería	35,87	69,95	1485	Colorado	7,6	12	4,4	2,62	0,79
1426	Pincheira	Pincheira	35,51	69,8	1750	Colorado	5,4	6,9	3,8	2,29	0,73
1427	Grande	La Gotera	35,87	69,89	1400	Colorado	108,2	194,5	65	1,96	0,78
1807	Manso	Los Moscos	41,35	71,64	795	Pacífico	33,9	41,9	22,8	1,08	0,56
1811	Quemquemtreu	Escuela N° 139	41,9	71,5	409	Pacífico	8,1	10,1	5,3	1,17	0,62
2001	Barrancas	Barrancas	36,8	69,89	950	Colorado	38,3	59,5	27,8	1,73	0,76
2002	Colorado	Buta Ranquil	37,08	69,75	850	Colorado	151,3	255,9	99,1	1,99	0,79
2004	Neuquen	Paso de Indios	38,53	69,41	498	Negro	295,5	405,8	141	1,01	0,66
2005	Chimehuin	Naciente	39,79	71,21	875	Negro	62,6	84,8	31,6	0,99	0,64
2010	Agrio	Bajada del Agrio	38,37	70,03	660	Negro	79,1	112	46,1	0,95	0,65
2021	Cuyín Manzano	Cuyín Manzano	40,77	71,18	675	Negro	9,9	13,2	3,4	2,56	0,41
2032	Malleo	Malleo	39,77	71,04	800	Negro	34,1	52	16,2	1,46	0,63
2040	Quilquihue	Junín de los Andes	40,05	71,1	750	Negro	31,2	45	11,8	1,03	0,62
2202	Carrenleufú	La Elena	43,68	71,3	783	Pacífico	32,7	38	22,1	0,56	0,66
2204	Carrileufú	Cholilla	42,5	71,54	532	Pacífico	47,3	54,6	37,1	2,12	0,44
2206	Chubut	El Maiten	42,1	71,17	680	Atlántico	19,7	26,8	9,8	1,27	0,59
2211	Gualjaina	Gualjaina	42,61	70,38	480	Atlántico	12,9	20,9	4,9	2,07	0,61
2215	Senguer	Nacimiento	44,95	71,34	925	Atlántico	34,6	42,3	19,4	0,74	0,63

Tabla I: Características geográficas de las estaciones de aforo utilizadas y parámetros estadísticos asociados a las series de caudales. *cs*: coeficiente de asimetría; ρ_1 : coeficiente de autocorrelación. Período 1974-2015.

la variabilidad temporal. Este análisis determinó que la serie de caudales mensuales del río Diamante representa el comportamiento regional de los ríos de Cuyo, mientras que la serie del río Quilquihue es representativa de la región Patagónica.

La Cordillera de los Andes afecta fuertemente los patrones regionales de precipitación, interactuando con la circulación atmosférica continental y la incursión de masas de aire húmedo desde el Océano Pacífico (Rivera et al., 2017b). Al norte de 35°S, donde la altura media de los Andes es de 3500 metros, el clima muestra un régimen Mediterráneo con un marcado pico de precipitación durante el semestre frío (de abril a septiembre) y escasas precipitaciones durante el semestre cálido (octubre a marzo) (Masiokas et al., 2016). Este patrón en las precipitaciones modula el ciclo hidrológico en la región de Cuyo, el cual se muestra en la figura 2 en base a los caudales del río Diamante. El ciclo hidrológico anual muestra un máximo pronunciado durante los meses entre primavera y verano, asociado al derretimiento nivo-glacial debido al incremento en las temperaturas. Por otro lado, al sur de 35°S, la elevación media de la Cordillera de los Andes decrece a 1500 metros. Las precipitaciones son abundantes durante el invierno (>1200 mm) y escasas en verano, como consecuencia del desplazamiento norte/sur del anticiclón semi-permanente del Pacífico sur (Rivera et al., 2017b). El ciclo hidrológico de los ríos de la Patagonia (35°S-45°S) posee dos máximos anuales, como se observa en la figura 2 considerando los registros del río Quilquihue: uno de los máximos se asocia a las lluvias invernales (junio-julio) y el segundo se asocia al derretimiento nival entre primavera y comienzos de verano. La Tabla 1 incluye información sobre la estacionalidad del ciclo hidrológico considerando los promedios en períodos con caudales altos (típicamente octubre a marzo en Cuyo y junio a diciembre en Patagonia) y caudales bajos (abril a septiembre en Cuyo y enero a mayo en Patagonia).

2.2. Distribuciones de probabilidades y

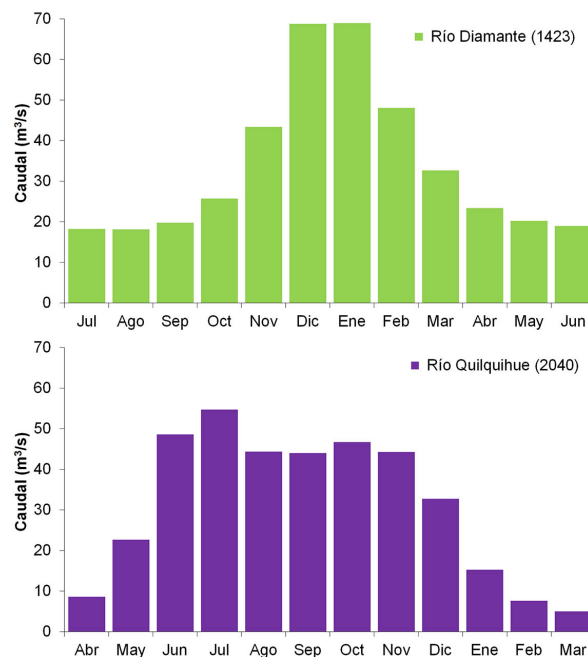


Figura 2: Ciclo hidrológico en dos cuencas representativas: río Diamante en la región de Cuyo y río Quilquihue en la región de Patagonia.

bondad de ajuste

Para llevar a cabo este estudio, se seleccionaron 6 distribuciones de probabilidades ampliamente utilizadas para la representación de variables hidrológicas: gamma (GAM), Pearson III (PE3), lognormal (LN), loglogística (LLO), logística (LOG) y Weibull (WE), las cuales se detallan en la Tabla II. Para la estimación de los parámetros de las distribuciones se utilizó el método de máxima verosimilitud (MMV), estimando inicialmente los valores mediante momentos-L (Delignette-Muller et al., 2013). De esta forma, se combina la flexibilidad del MMV con la robustez de momentos-L (Stagge et al., 2015). Cabe mencionar que típicamente los métodos de estimación de los parámetros de las funciones de distribución requieren el cumplimiento de la hipótesis de independencia entre observaciones. Esto difícilmente se cumple dado que la mayoría de las series poseen valores de autocorrelación significativos, los cuales se muestran en la Tabla I considerando la serie completa de caudales de cada río. No obstante,

	Distribuciones	Domnio
Gamma	$f(x) = \frac{1}{\alpha^\beta \Gamma(\beta)} x^{\beta-1} e^{-x/\alpha}$ donde $\Gamma(c) = \int_0^\infty e^{-x} x^{c-1} dx$	$x > 0$
Pearson III	$f(x) = \frac{1}{a\Gamma(b+1)} \left(\frac{x-m}{a}\right)^b e^{-(x-m/a)}$	$x > 0$
Lognormal II	$f(x) = \frac{1}{\beta x \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{\log(\frac{x}{\alpha})}{\beta} \right)^2}$	$x > 0$
Loglogística	$f(x) = \frac{\lambda \kappa (\lambda x)^{\kappa-1}}{[1 + (\lambda x)^\kappa]^2}$	$x > 0$
Logística	$f(x) = \frac{\lambda^\kappa \kappa e^{\lambda x}}{[1 + (e^{\lambda x})^\kappa]^2}$	$-\infty < x < \infty$
Weibull	$f(x) = \left(\frac{\beta}{\alpha}\right) x^{\beta-1} \exp\left[-\left(\frac{1}{\alpha}\right) x^\beta\right]$	$x > 0$

Tabla II: Distribuciones de probabilidades utilizadas, siguiendo la notación de Stagge et al. (2015).

la estimación de los parámetros fue realizada para cada mes del año por separado, contabilizando 12 series de 40 años, las cuales no presentaron valores de autocorrelación significativos (no mostrado). Dependiendo de la ventana de tiempo utilizada para la obtención del ICE (por ejemplo, acumulando valores de caudales durante 3, 6 o 12 meses, ver próxima sección para más detalles), podrían obtenerse series mensuales afectadas por la falta de independencia entre valores, lo cual podría tener consecuencias sobre la estimación de los parámetros de las distribuciones. Además, los parámetros podrían variar según el método elegido para su estimación, tal como se discute en los trabajos de Vicente-Serrano y Beguería (2016) y Stagge et al. (2016).

Típicamente, los caudales mensuales poseen un sesgo en su distribución de probabilidades, lo cual se verifica a través del coeficiente de asimetría (cs) en la Tabla 1. A modo de ejemplo, en la figura 3 se muestra el histograma de frecuencias para la serie de caudales de febrero de la estación 1208 (río San Juan), conjuntamente con los ajustes de las 6 distribuciones de probabilidades utilizadas. Puede observarse el sesgo positivo en el histograma de caudales, con las distribuciones GAM, PE3, LN y LLO aproximándose mejor a las frecuencias observadas respecto a las distribuciones WE y LOG (Figura 3).

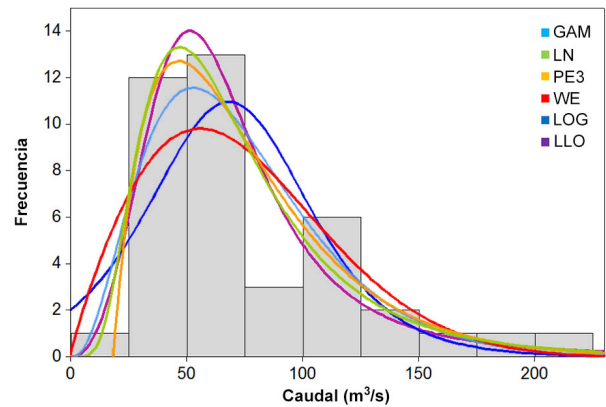


Figura 3: Histograma de frecuencias de la serie de caudales del mes de febrero en el río San Juan (1208), con el ajuste a las 6 distribuciones de probabilidades analizadas.

Estudios recientes han propuesto el uso de múltiples distribuciones de probabilidades con el propósito de calcular índices estandarizados de sequía, por ejemplo Vicente-Serrano et al. (2012) o Soláková et al. (2014). Los autores del presente trabajo consideran que el uso de diferentes distribuciones de probabilidades para el ajuste de cada serie mensual de caudales agrega complejidad para la obtención de los índices, lo cual fue destacado por Hong et al. (2015). Esto a su vez puede afectar la aceptación general del ICE por parte de los encargados del monitoreo de los recursos hídricos y la comunidad científica en general. Más aún, tal como mencionan Vicente-Serrano et al. (2012), el uso de una única distribución de probabilidades para la representación de diversas cuencas y meses requiere una alta homogeneidad entre las series de tiempo. Esto se cumple en las cuencas de Cuyo y Patagonia, donde ambas regiones presentan patrones temporales distintos y una alta coherencia regional (Compagnucci y Araneo, 2005).

A fin de evaluar la bondad de los ajustes, se utilizó el estadístico de Anderson-Darling (AD, Anderson y Darling, 1952) con un nivel de confianza de 95%. Este estadístico mide la diferencia entre las distribuciones empírica y teórica y posee una función de pesos que enfatiza

las diferencias en las colas de la distribución (Shin et al., 2012). La elección del mismo radica la superioridad del estadístico AD frente a estadísticos clásicos como el de Cramer von Mises o Kolmogorov-Smirnov (Stephens, 1976; Laio, 2004; Shin et al., 2012), lo cual resulta relevante si se desea analizar eventos extremos. Cuanto mejor es el ajuste a la distribución de los datos -más pequeña la diferencia entre la distribución observada y la teórica-, más pequeño es el valor del estadístico AD. Según Stephens (1974), el estadístico AD se define como

$$A_n^2 = -n - \sum_{i=1}^n \frac{[\ln(F(x_i)(1 - F(x_{n+1-i})))]^{2i-1}}{n} \quad (1)$$

donde el conjunto $x_1 < \dots < x_n$ corresponde a los datos ordenados, n es la cantidad de datos de la muestra y F es la distribución de probabilidades acumulada.

2.3. Índice de caudal estandarizado (ICE)

De forma análoga al IPE, el ICE representa la cantidad de desviaciones estándares a partir de la cual un valor de caudal se encuentra por encima o por debajo del promedio climatológico de una ubicación particular. Para su obtención, las series de caudales mensuales se dividen en 12 series mensuales, las cuales son ajustadas a una distribución de probabilidades teórica que represente el comportamiento de los caudales en la región de estudio. Luego, la distribución de probabilidad acumulada se transforma a una distribución normal a fin de obtener el ICE (Vicente-Serrano et al., 2012):

$$ICE = W - \frac{C_0 + C_1W + C_2W^2}{1 + d_1W + d_2W^2 + d_3W^3} \quad (2)$$

donde

$$W = \sqrt{-2 \ln(P)} \quad 0 < P \leq 0,5 \quad (3)$$

P es la probabilidad de exceder un determinado valor x , y $P = 1 - F(x)$. Si $P > 0,5$, P se reemplaza por $1 - P$ y el signo del ICE resultante se invierte. Las constantes son $C_0 = 2,515537$; $C_1 = 0,802853$; $C_2 = 0,010328$; $d_1 = 1,432788$; $d_2 = 0,189269$; $d_3 = 0,001308$.

Valores positivos del ICE indican caudales por encima de los valores medios, mientras que

valores negativos son característicos de períodos secos. Este índice permite identificar condiciones de sequía hidrológica extrema ($ICE \leq -2,0$), severa ($-2,0 < ICE \leq -1,5$) y moderada ($-1,5 < ICE \leq -1,0$). A partir de estos umbrales puede obtenerse la duración de cada evento, como el período de tiempo en el que el índice estuvo por debajo del valor umbral, o su severidad, acumulando el valor del índice durante el período de sequía. El ICE fue calculado mediante el paquete SCI en R, desarrollado recientemente por Gudmundsson y Stagge (2016) y ampliamente utilizado para el cálculo de índices estandarizados. En este estudio el ICE se calculó en escala de 1 mes, no obstante puede ser calculado considerando el caudal acumulado en la escala de tiempo deseada -1, 3, 6, 12 o 24 meses-.

3. RESULTADOS

3.1. Bondad del ajuste

Inicialmente, para cada mes del año, estación de aforo y distribución seleccionada se evaluó la cantidad de ajustes significativos obtenidos. La figura 4 muestra la distribución anual de la cantidad de estaciones con ajustes significativos para cada distribución de probabilidades considerada. Puede observarse que, en términos generales, existe una supremacía de las distribuciones GAM, LN, PE3 y LLO respecto a las distribuciones WE y LOG. En este sentido, del total de los 336 ajustes realizados (12 meses x 28 estaciones), la distribución GAM presenta un 87% de ajustes significativos, la distribución LN posee un 88%, un 85% para la distribución PE3 y un 91% considerando la distribución LLO. Las distribuciones WE y LOG presentan un 63% y un 58% de ajustes significativos, respectivamente. El ciclo anual de la cantidad de estaciones con ajustes significativos permite identificar los meses en los que las distribuciones de probabilidades ajustan mejor a los caudales mensuales. Se destacan los meses de verano y primavera en las distribuciones GAM y PE3, con más de 25 estaciones con ajustes significativos; los trimestres de verano

y primavera, considerando las distribuciones WE y LOG, respectivamente; y los meses de enero a septiembre para las distribuciones LN y LLO. Además, el total de las estaciones presenta ajustes significativos durante el mes de julio a la distribución LN, mientras que esto sucede en los meses de febrero y septiembre considerando la distribución LLO (Figura 4).

Si bien en términos generales existe una mayor cantidad de ajustes significativos considerando la distribución LLO, es conveniente evaluar la calidad de los ajustes a fin de determinar si una distribución es superior a otra en determinadas regiones o épocas del año. Esto se realizó considerando los valores del estadístico AD, cuyos resultados se presentan en las figuras 5 y 6. La figura 5 muestra la cantidad de estaciones en las que cada distribución presenta el mejor ajuste a los datos –es decir, menor valor del estadístico AD- para cada uno de los meses del año. Puede observarse un patrón heterogéneo, donde resaltan las distribuciones LN y LLO como las que presentan el mejor ajuste en la mayor cantidad de estaciones y meses del año. A fin de complementar este resultado, la figura 6 muestra la distribución espacial de las distribuciones de probabilidad que mejor ajustan en cada estación y mes del año, confirmando el patrón heterogéneo. Los caudales del mes de enero son mejor representados por las distribuciones GAM y LN (Figura 5), principalmente en las estaciones ubicadas al norte de la cuenca del río Neuquén (Figura 6); en tanto durante febrero y marzo la distribución LN es la que ajusta mejor en una mayor cantidad de estaciones (Figura 5), distribuidas principalmente en la región de Cuyo (Figura 6). Durante los meses de abril, mayo y junio la distribución con mayor cantidad de estaciones con mejores ajustes es la LLO (Figura 5), con un patrón espacial que comprende principalmente las estaciones de Patagonia y el sur de Cuyo. Durante estos meses se destaca la distribución LN representando los caudales de la región de Cuyo (Figura 6). El mes de julio muestra que los mejores ajustes se dan con la distribución LN, cuya distribución espacial presenta un patrón heterogéneo que

comprende tanto ríos de Cuyo como de Patagonia (Figuras 5 y 6). El mismo resultado se obtiene considerando los caudales del mes de agosto, que son mejores representados por la distribución LLO. Existe una alta heterogeneidad en cuanto a la cantidad de estaciones con mejores ajustes a las distribuciones seleccionadas en los meses de septiembre a diciembre (Figura 5), donde las mejores distribuciones alcanzan un total de, como máximo, 10 estaciones con el mejor ajuste. Es destacable la representación de los caudales mensuales de octubre a través de la distribución WE (Figura 5), principalmente en las cuencas de la región de Cuyo (Figura 6). Considerando el total de los mejores ajustes, se obtiene que la distribución LLO es la que brinda una mayor cantidad de ajustes, totalizando 106 ajustes significativos del total de 336 posibles, seguida por la distribución LN con 101 ajustes significativos. El resto de los mejores ajustes corresponden a las distribuciones WE (45), GAM (35), PE3 (34) y LOG (15). Teniendo en cuenta las regiones homogéneas obtenidas por Compagnucci y Araneo (2005) considerando los caudales de las cuencas de Cuyo y Patagonia, es posible recomendar una distribución de probabilidades para cada una de las regiones. En este sentido, se obtiene que la distribución LN es la que mejores ajustes provee en la región de Cuyo, mientras que la distribución LLO es la más adecuada para la representación de los caudales mensuales en la Patagonia. Ambos resultados se verifican en la figura 6.

3.2. Normalidad en las series de ICE

Una vez encontradas las distribuciones de probabilidad que mejor ajustan a los caudales mensuales en el área de estudio, se obtuvieron las series de ICE en escala de 1 mes. A modo de ejemplo, la figura 7 muestra las series de los ríos Diamante (1423) y Quilquihue (2040), estimadas a partir de las distribuciones LN y LLO, respectivamente. Puede verificarse que las series poseen un comportamiento temporal diferente, donde se destaca la presencia de una variabilidad de baja frecuencia en la serie correspondiente al río Diamante, que explica cerca del 40% de

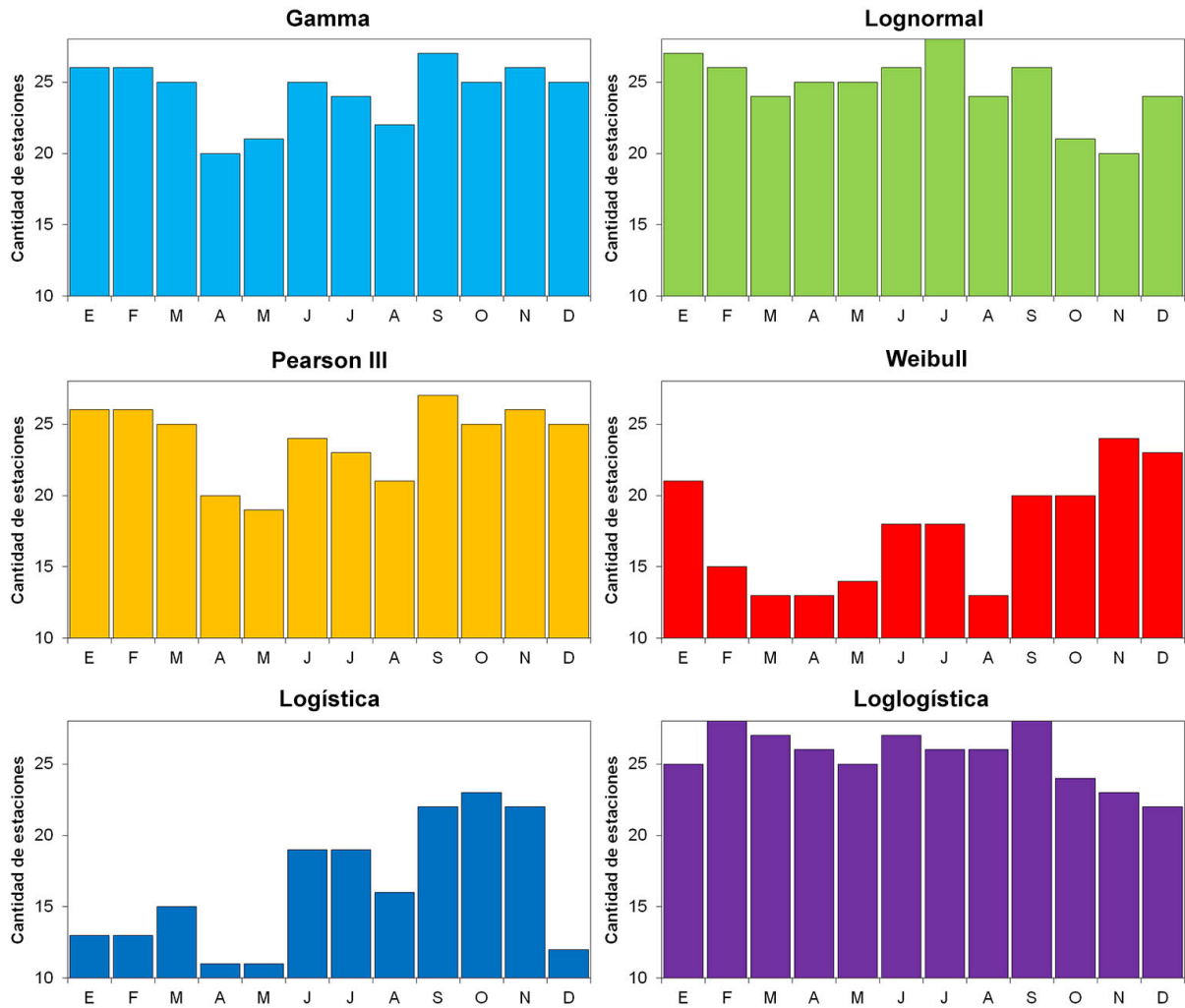


Figura 4: Cantidad de series de datos con ajustes significativos (al 95 %) de los caudales mensuales a las distribuciones de probabilidades seleccionadas.

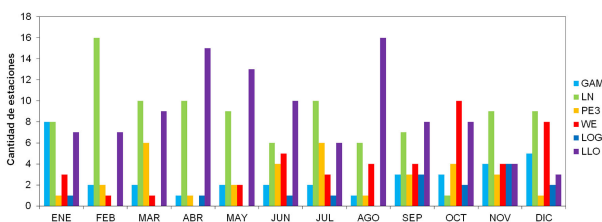


Figura 5: Cantidad de series de datos en las cuales cada distribución de probabilidades muestra el mejor ajuste para cada uno de los meses del año.

la variabilidad total en las series de ICE de la región de Cuyo (Caragunis et al., 2017). En cambio, la serie del río Quilquihue posee una

marcada variabilidad temporal, donde el ICE fluctúa de condiciones húmedas a secas en cortos períodos de tiempo (Figura 7). Estas diferencias entre los comportamientos temporales de los caudales de Cuyo y Patagonia se observaron en investigaciones previas considerando las tendencias de largo plazo. Por ejemplo, Rivera y Penalba (2017) identificaron tendencias positivas en el ICE en el período 1961-2006 en las cuencas de Cuyo, mientras que las tendencias en Patagonia resultaron negativas. Las tendencias en la región de Cuyo pueden estar vinculadas a un mayor aporte nivo-glacial asociado al continuo incremento de la isoterma de 0°C observado en los últimos 60 años (Secretaría de Ambiente

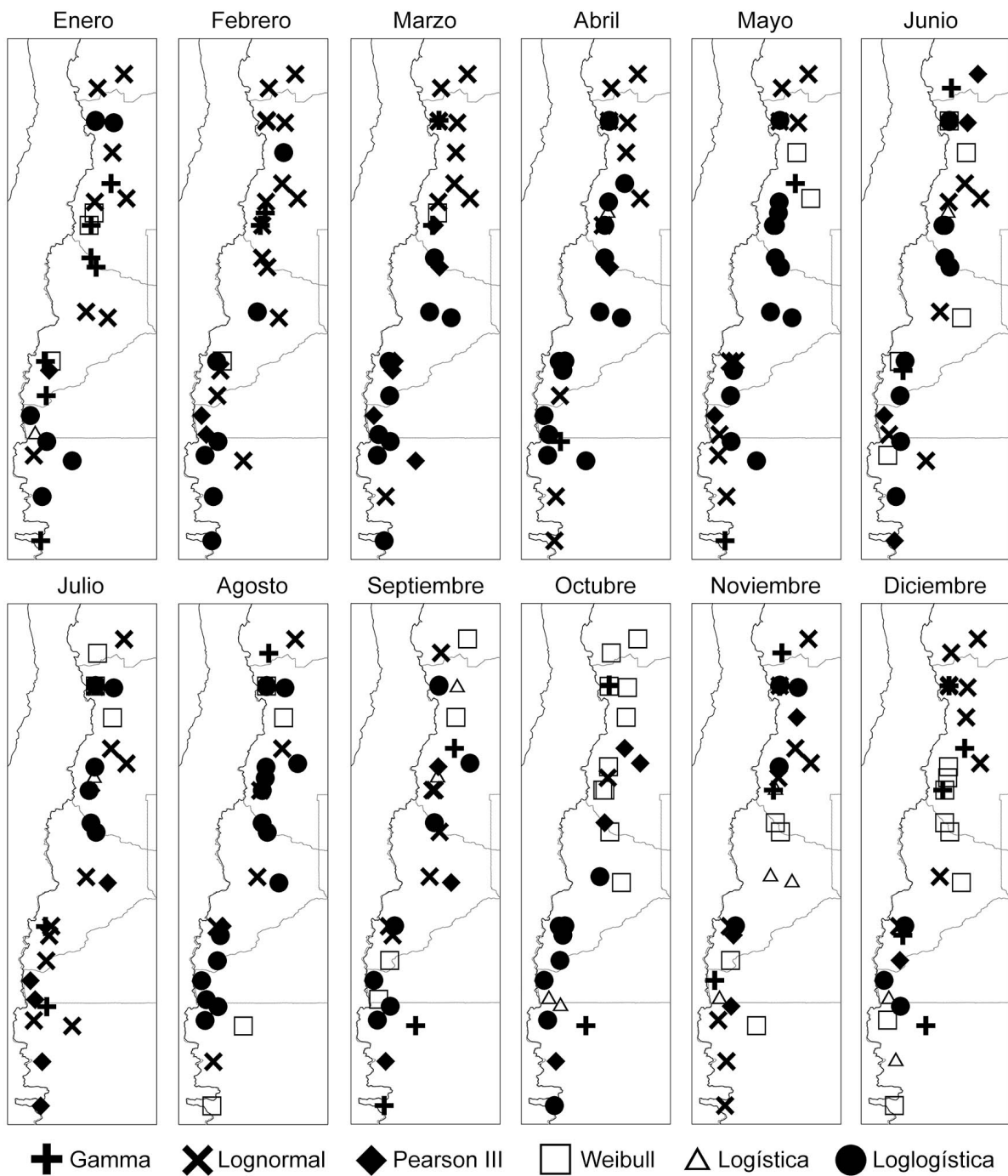


Figura 6: Comportamiento espacial de las distribuciones de probabilidad que mejor ajustan para cada serie de datos y para cada mes.

y Desarrollo Sustentable de la Nación, 2015). Por otro lado, las tendencias en Patagonia se vinculan a la tendencia observada desde la década de 1970 en el Modo Anular del Sur (SAM por sus siglas en inglés), que genera un decrecimiento en las precipitaciones de la región (Rivera et al., 2017b). Las características de las sequías hidrológicas estimadas a través del método de umbral diario también evidencian estas diferencias en las variabilidades de los caudales de Cuyo y Patagonia. Por ejemplo, Rivera et al. (2017a) identificaron la ocurrencia de entre 60 y 90 eventos de sequía en las cuencas de la región de Cuyo entre los años 1957 y 2014, mientras que en el caso de las cuencas de Patagonia, la cantidad de eventos asciende a valores entre 110 y 160 en el período 1962-2015 (Rivera et al., 2017b). Asimismo, la duración media de estos eventos posee diferencias regionales, siendo de entre 25 y 60 días en las cuencas de Cuyo (Rivera et al., 2017a) y entre 30 y 45 días en las cuencas de Patagonia (Rivera et al., 2017b). Las diferencias climáticas entre las regiones de estudio y/o las características geomorfológicas de las cuencas hídricas pueden ser las responsables de explicar por qué la distribución LN (LLO) ajusta mejor que el resto de las distribuciones en la región de Cuyo (Patagonia).

Dado que el ICE es una variable estandarizada, es esperable que la media del índice sea 0 y su desvío estándar sea 1 (Vicente-Serrano et al., 2012). A fin de verificar esto, la figura 8 muestra los diagramas de cajas para la media (panel superior) y el desvío estándar (panel inferior) del ICE considerando las 6 distribuciones de probabilidades utilizadas, discriminando el análisis entre las cuencas de Cuyo (panel izquierdo) y Patagonia (panel derecho). Se observa que las series de ICE obtenidas a través de las distribuciones GAM y LN son las que más se acercan a valores de media 0 y desvío estándar unitario, con una baja dispersión de los valores entre cuencas. Si bien la distribución PE3 presenta valores medios cercanos a 0, posee una mayor dispersión entre cuencas, principalmente hacia valores negativos.

En cuanto a la desviación estándar, presenta un sesgo hacia valores superiores a 1, con una amplia variabilidad evidente en el intervalo inter-cuartil. La distribución LOG es la que posee mayores sesgos hacia valores medios de ICE positivos y una amplia dispersión entre los valores medios de los distintos ríos. Esta variabilidad se reduce considerando el desvío estándar de las series y el sesgo en sus valores depende de la región de estudio analizada. Por último, los valores medios del ICE estimados a partir de la distribución WE (LLO) poseen sesgos positivos (negativos) en las cuencas de Patagonia y Cuyo, subestimando en ambos casos la desviación estándar de las series. Los sesgos en los valores medios impiden la comparación entre series de ICE, dado que, por ejemplo, un valor del índice igual a 0 no indicará condiciones normales en esas cuencas.

Los sesgos observados en los valores del ICE pueden estar asociados a la existencia de tendencias en las series temporales de caudales, afectando la estimación de los parámetros de las distribuciones y el posterior cálculo del índice. Pocos estudios abordaron esta problemática en relación a la estimación de índices estandarizados bajo condiciones de clima no-estacionario. Pueden mencionarse los trabajos de Cancelliere y Bonaccorso (2009), quienes identificaron sesgos en el IPE considerando series de precipitación con tendencia; en tanto Nuñez et al. (2014) identificaron sesgos en la declaración de sequía en base al ICE según se considere o no la variabilidad climática multi-decadal. Lauro et al. (2016) identificaron que el 33% de las variables hidrológicas de la región de Cuyo no cumple con el supuesto de independencia, mientras que el 68% no cumple con el supuesto de normalidad. Valores similares fueron obtenidos en las series de caudales de los ríos andinos por Vich et al. (2014), lo cual pone de manifiesto que la aplicación de diversas pruebas estadísticas así como la obtención de parámetros probabilísticos se ve afectada fuertemente por las características de las series de caudales. La presencia de oscilaciones de baja frecuencia en las series de caudales se observa en gran parte de las cuencas analizadas (Caragunis et al., 2017; Rivera y

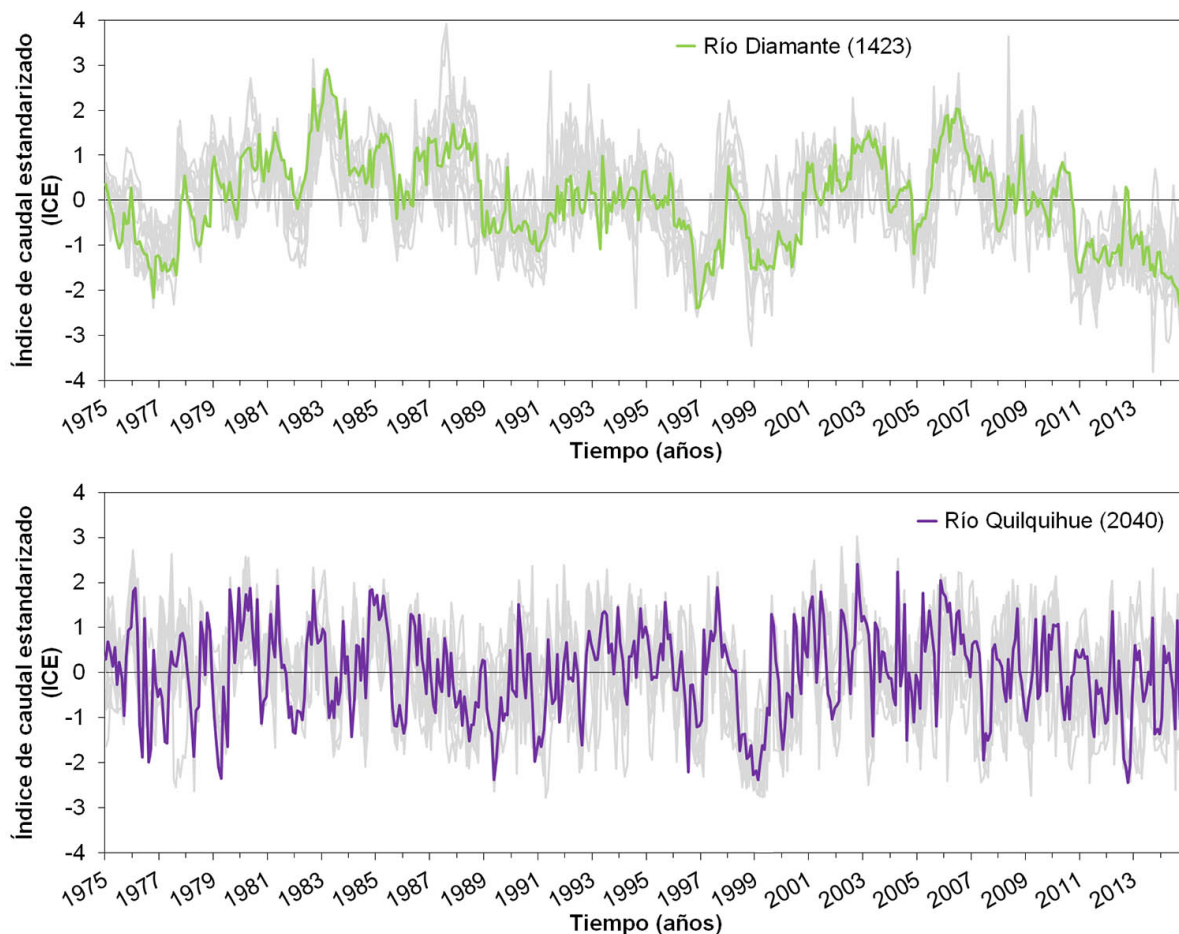


Figura 7: Series de ICE de las regiones de Cuyo (panel superior) y Patagonia (panel inferior). Se destacan las series del río Diamante en Cuyo y del río Quilquihue en Patagonia.

Penalba, 2017; Rivera et al., 2017a, 2017b) lo cual introduce un factor de incertidumbre en los resultados obtenidos. Recientemente, Cancelliere y Bonaccorso (2017) identificaron que el hecho de remover las tendencias identificadas en las series de caudales no necesariamente mejora la estimación de los valores de los índices estandarizados. Además, el tamaño de la muestra utilizada para la estimación de las tendencias es otro factor que requiere ser investigado, dada la existencia de un tamaño de muestra óptimo que minimiza los sesgos de los índices (Cancelliere y Bonaccorso, 2009; 2017).

Si bien el ICE permite el monitoreo y análisis de condiciones de excesos en los caudales, se ha utilizado mayormente para la evaluación de condiciones de períodos con caudales

deficitarios. En el caso que las series de ICE posean distribución normal, es esperable que el 15,9% de los meses sean clasificados como meses con condiciones de sequía, dado que este valor corresponde a la probabilidad de observar valores de ICE inferiores a $-1,0$. A fin de evaluar este requisito, se calculó el porcentaje de meses con condiciones de sequía para cada cuenca y distribución de probabilidades utilizada para obtener el ICE. La figura 9 muestra los diagramas de cajas para los porcentajes de meses con condiciones de sequía hidrológica. Los resultados indican que en la región de Cuyo el mejor desempeño se obtiene mediante la distribución PE3. Las distribuciones GAM y LN brindan resultados satisfactorios aunque con un sesgo a registrar una mayor cantidad de meses con sequía. Las mayores variaciones respecto al

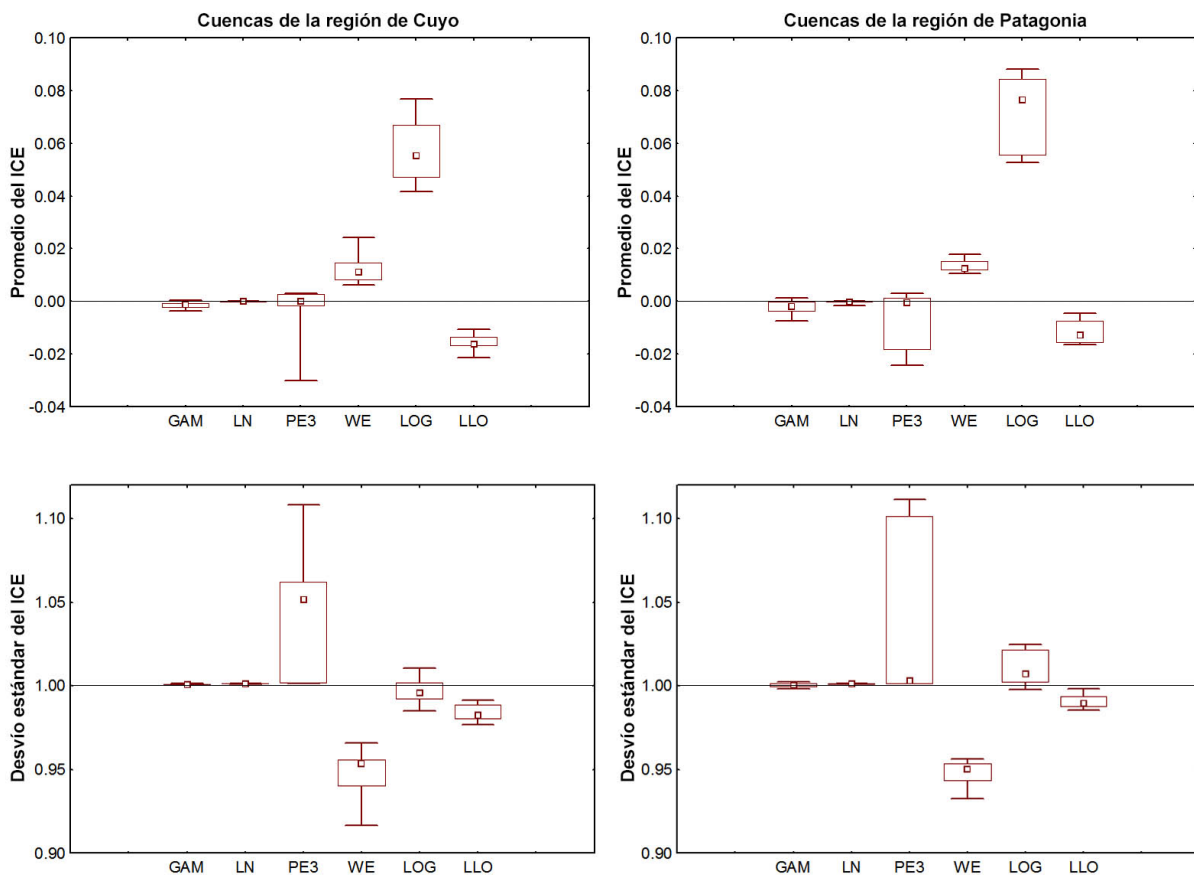


Figura 8: Diagramas de cajas para los valores medios (panel superior) y el desvío estándar (panel inferior) de las series del índice de caudal estandarizado (ICE) obtenidas a partir de las 6 distribuciones de probabilidades utilizadas. El panel izquierdo (derecho) muestra los resultados para las cuencas de la región de Cuyo (Patagonia). Se muestran el intervalo inter-cuartil, la mediana, y los percentiles 10 y 90.

porcentaje esperado se observan considerando las distribuciones WE (subestimación) y LLO (sobrestimación). En el caso de las series de ICE en la región de Patagonia, los mejores desempeños se observan con las distribuciones GAM y LN, mientras las distribuciones WE y LOG son las que más se alejan del valor esperando, subestimando la detección de meses con condiciones de sequía. A modo de ejemplo, la figura 10 muestra la categoría del ICE para cada una de las estaciones de aforo calculado en función de las 6 distribuciones de probabilidades utilizadas durante el mes de noviembre de 1996. Este mes fue seleccionado dado que corresponde a una situación de sequía hidrológica extrema, asociada a escasa acumulación de nieve sobre la

Cordillera de los Andes (Masiokas et al. 2006). La subestimación en la detección de meses con sequía asociada a las distribuciones WE y LOG se traduce en una subestimación de la categoría de sequía en la mayoría de los ríos analizados (Figura 10). Las distribuciones GAM, LN, PE3 y LLO presentan un patrón espacial similar, aunque la distribución LN presenta una mayor cantidad de sitios con categoría extrema. Las mayores severidades del evento de sequía se observan en las cuencas de la región de Cuyo, lo cual se asocia a la fuerte componente nival que poseen los caudales en dicha región (Rivera et al., 2017a).

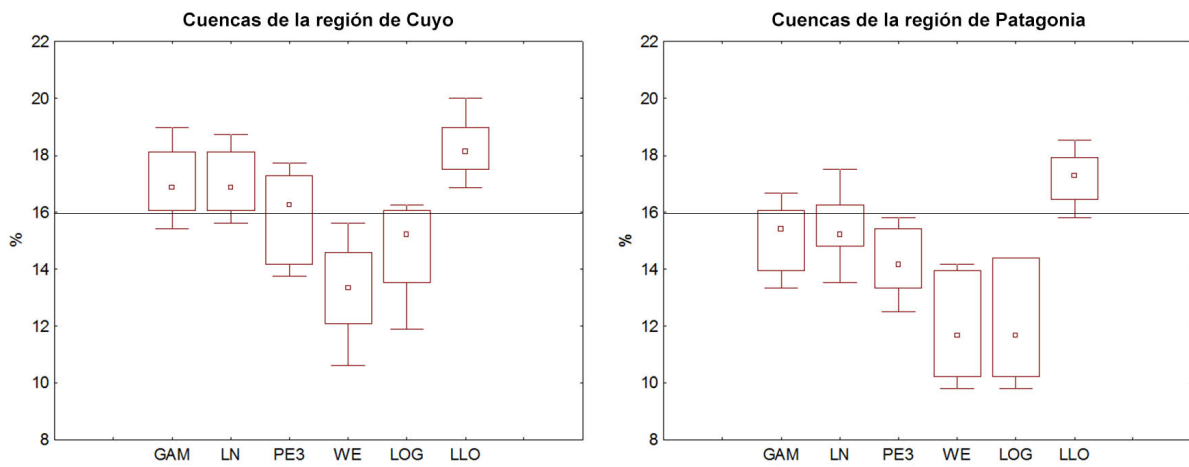


Figura 9: Ídem Figura 8 para el porcentaje de meses con condiciones de sequía hidrológica ($ICE \leq -1, 0$).

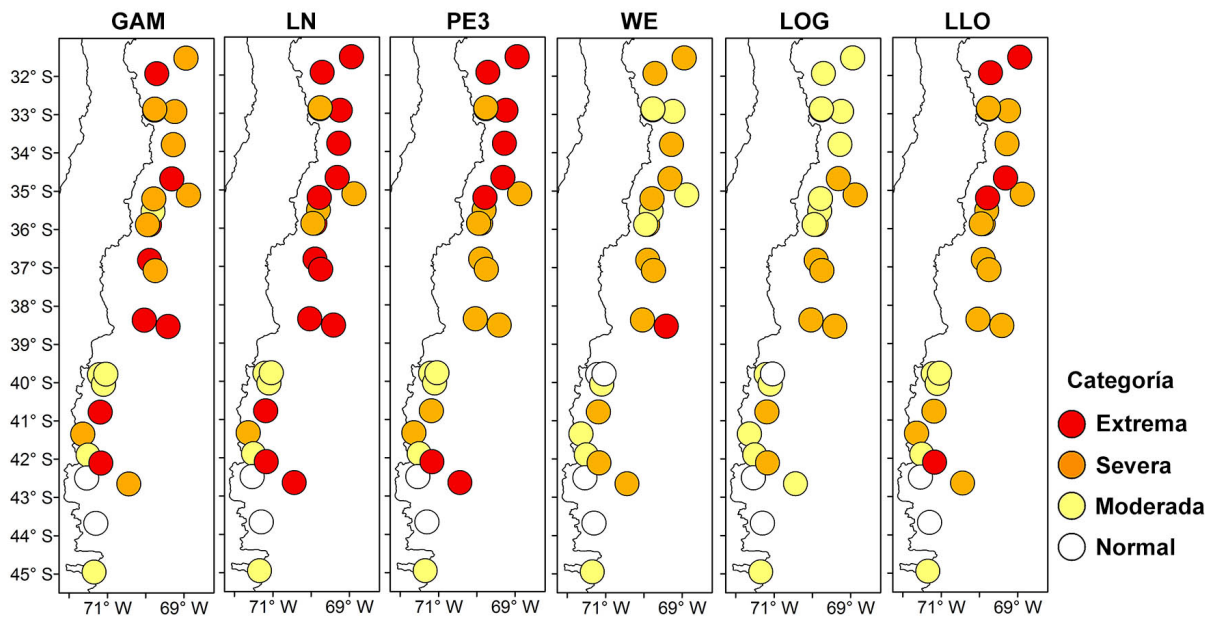


Figura 10: Distribución espacial de las categorías de sequía hidrológica durante el mes de noviembre de 1996 obtenidas mediante el ICE para las 6 distribuciones de probabilidades utilizadas.

4. CONCLUSIONES

Teniendo en cuenta la aceptación obtenida por el índice de precipitación estandarizado (IPE) a nivel global, para el monitoreo y estudio de sequías meteorológicas, el desarrollo y uso de índices estandarizados para el análisis de diversas variables del ciclo hidrológico se ha incrementado en los últimos años. Uno de estos índices es el índice de caudal estandarizado (ICE), desarrollado para el monitoreo de sequías hidrológicas utilizando como variable de entrada los caudales mensuales observados. Considerando que en Argentina, y en particular en las regiones de Cuyo y Patagonia, existen numerosos sitios de aforo, es esperable que el ICE sea de suma utilidad para la evaluación del nivel de los ríos y el establecimiento de planes de seguimiento y mitigación en épocas de creciente o estiaje. Dado que existen muy pocos trabajos que utilizaron el ICE en la región de estudio, se analizaron aspectos estadísticos que permiten un correcto uso del mismo. Considerando que el paso fundamental para la obtención de índices estandarizados es determinar la distribución de probabilidades que mejor ajusta a los caudales mensuales observados, este trabajo comparó 6 distribuciones de probabilidades ampliamente utilizadas en hidrología –gamma (GAM), lognormal II (LN), Pearson III (PE3), Weibull (WE), logística (LOG) y loglogística (LLO)- a fin de determinar la más adecuada para las regiones de Cuyo y Patagonia.

En vista de las diferencias regionales entre el comportamiento temporal de los caudales de Cuyo y Patagonia, se propone realizar recomendaciones que dependan de la región considerada. En función de la evaluación de la calidad los ajustes mediante el estadístico AD, riguroso al momento de evaluar las diferencias en las colas de las distribuciones, se obtuvo que las distribuciones LN y LLO son las que mejor representan los caudales mensuales de Cuyo y Patagonia, respectivamente. La diferencia en las distribuciones que mejor representan la variabilidad de los caudales en cada región puede estar asociada a los forzantes climáticos

que afectan a las mismas. Diversos autores documentaron la influencia del fenómeno El Niño-Oscilación del Sur (ENSO por sus siglas en inglés) en las precipitaciones nivales de la región de Cuyo y su nexa con las fluctuaciones de los caudales (Masiokas et al. 2006, Rivera et al. 2017a). Este forzante también modula los caudales en Patagonia (Rivera et al. 2017b), aunque la contribución de la SAM es relevante considerando variaciones decadales. Factores geográficos también pueden contribuir a las diferencias observadas. Por ejemplo, la orografía determina la extensión de las nacientes de los ríos y la superficie de nieve disponible para alimentar los caudales. En el caso de la región de Cuyo, las cuencas de los ríos Mendoza y Tunuyán poseen mayor superficie de nieve y hielo que las cuencas de los ríos Diamante y Atuel, lo cual podría ser un factor relevante en la modulación de la variabilidad temporal de los períodos de sequía. Más estudios son necesarios para profundizar estos aspectos.

Se calcularon las series de ICE en base a las 6 distribuciones de probabilidades a fin de evaluar si se cumple la condición de normalidad en las series de tiempo. Para ello se evaluaron si las series obtenidas poseen media 0 y desvío estándar unitario, y si el porcentaje de meses bajo condiciones de sequía es de 15,9%. Este análisis destaca el desempeño de las distribuciones GAM y LN por encima del resto, tanto en la región de Cuyo como en Patagonia. Considerando que el ICE se utiliza principalmente para el estudio de sequías hidrológicas, el buen desempeño de la distribución LN en cuanto al ajuste a los caudales mensuales observados y advirtiendo los sesgos obtenidos en las series estimadas mediante la distribución LLO, se recomienda el uso de la distribución LN para el cálculo del ICE en los 28 aforos analizados en las regiones de Cuyo y Patagonia (entre 31°S y 44°S). Queda a criterio de cada usuario el uso de la distribución LLO como base para la obtención del ICE, debiendo analizar en cada caso la existencia o no de sesgos en los valores obtenidos. Cabe destacar que los resultados de esta evaluación dependen de la región de estudio, del período de datos analizados,

de la ventana de tiempo utilizada para los caudales mensuales y de los estadísticos utilizados tanto para medir la bondad de los ajustes como para la estimación de los parámetros de las distribuciones de probabilidades. Además, la existencia de tendencias en las series de caudales agrega un nivel de incertidumbre a las estimaciones del ICE, las cuales podrían estar vinculadas a los sesgos identificados en los valores medios y extremos del índice. Sin duda estas fuentes de incertidumbre llaman a profundizar sobre los impactos de los distintos métodos en el cálculo de índices estandarizados tanto para evaluación de caudales como precipitación y el efecto que posee la variabilidad de baja frecuencia en los valores del índice. Se plantea transferir los resultados obtenidos a los organismos involucrados en el manejo del agua en las regiones de Cuyo y Patagonia, a fin de mejorar el monitoreo de los caudales y la declaración de condiciones de sequía hidrológica.

Agradecimientos: A la Subsecretaría de Recursos Hídricos por la provisión de los datos utilizados. A los proyectos de investigación CONICET PIP 0137, UBA 20020130100263BA y PICT-2016-0431 por la financiación de este trabajo.

REFERENCIAS

- Amor, L.G., Carrasco, A. e Ibáñez, J.C., 2009: Using and testing drought indicators. In: Iglesias, A., Garrote, L., Cancelliere, A., Cubillo, F. y Wilhite, D. (eds) *Coping with drought risk in agriculture and water supply systems. Drought Management and Policy Development in the Mediterranean*. Springer Netherlands, Dordrecht, pp 55-65.
- Anderson, T.W. y Darling, D.A., 1952: Asymptotic Theory of Certain "Goodness of Fit" Criteria Based on Stochastic Processes. *Annals of Mathematical Statistics*, 23, 193-212.
- Báez Benítez, J. y Monte Domecq, R., 2014: Analysis of meteorological drought episodes in Paraguay. *Climatic Change*, 127, 15-25.
- Bianchi, L., Rivera, J., Rojas, J., Britos Navarro, M. y Villalba, R. 2017: A regional water balance indicator inferred from satellite images of an Andean endorheic basin, central-western Argentina. *Hydrological Sciences Journal*, 62, 533-545.
- Bloomfield, J.P. y Marchant, B.P., 2013: Analysis of groundwater drought building on the standardised precipitation index approach. *Hydrology and Earth System Sciences*, 17, 4769-4787.
- Cancelliere, A. y Bonaccorso, B., 2009: Uncertainty analysis of the Standardized Precipitation Index in the presence of trend. *Hydrology Days*, 14-26.
- Cancelliere, A. y Bonaccorso, B., 2017: Uncertainty analysis of the Standardized Precipitation Index within a non-stationary framework. *Proceedings of the World Environmental and Water Resources Congress*, 302-312.
- Caragunis, J., Rivera, J.A. y Penalba, O., 2017: Variabilidad de baja frecuencia en los caudales de los ríos del centro-norte de Argentina y su contribución al desarrollo de sequías hidrológicas. *Actas del XXVIII Reunión Científica de la Asociación Argentina de Geofísicos y Geodestas*, La Plata, Buenos Aires, 17-21 de abril de 2017.
- Carletto, M.C., Minetti, J.L. y Barbieri, L.M., 1987: Distribuciones probabilísticas de los escurrimientos superficiales de ríos Andinos. *Revista Geofísica*, 43, 85-91.
- Carril, A.F., Cavalcanti, I.F.A., Menéndez, C.G., Sörensson, A., López-Franca, N., Rivera, J.A., Robledo, F., Zaninelli, P.G., Ambrizzi, T., Penalba, O.C., da Rocha, R.P., Sánchez, E., Bettolli, M.L., Pessacg, N., Renom, M., Ruscica, R., Solman, S., Tencer, B., Grimm, A., Rusticucci, M., Cherchi, A., Tedeschi, R. y Zamboni, L., 2016: Extreme events in La Plata basin: a retrospective analysis of what we have learned during CLARIS-LPB project. *Climate Research*, 68, 95-116.
- Castex, V., Morán Tejada, E. y Beniston, M., 2015: Water availability, use and governance in the wine producing region of Mendoza, Argentina. *Environmental Science & Policy*,

- 48, 1-8.
- Compagnucci, R.H. y Araneo, D.C., 2005: Identificación de áreas de homogeneidad estadística para los caudales de ríos andinos argentinos y su relación con la circulación atmosférica y la temperatura superficial del mar. *Meteorológica*, 30, 1-2, 41-53.
- Delignette-Muller, M.L., Pouillot, R., Denis, J.-B. y Dutang, C., 2013: fitdistrplus: help to fit of a parametric distribution to non-censored or censored data. R package version 1.0-3.
- Finkler, N.R., Abritta Mendes, L.A., Menezes Schneider, E.H., Anderson Bortolin, T., Schneider, V.E., 2015: Comparacao de funcoes de distribuicao de probabilidades na determinacao de vazao mínima anual e sazonal. *Scientia Cum Industria*, 3, 2, 42-49.
- Ganancias Martínez, F.M., 2010: Evaluación de Metodologías de Regionalización Hidrológica: Aplicación a los Caudales Máximos de Cuencas Representativas de la Región Sur-Oeste de la Provincia de Córdoba. Tesis de Maestría, Universidad Nacional de Córdoba, 370pp.
- Gudmundsson, L. y Stagge, J.H., 2016: SCI: Standardized Climate Indices such as SPI, SRI or SPEI. R package version 1.0-2.
- Guttman, N.B., 1998: Comparing the Palmer Drought Index and the Standardized Precipitation Index. *Journal of the American Water Resources Association*, 34, 113-121.
- Hayes, M., Svoboda, M., Wall, N. y Widham, M., 2011: The Lincoln Declaration on Drought Indices: Universal meteorological Drought Index Recommended. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 92, 4, 485-488.
- Hayes, M.J., Svoboda, M.D., Wilhite, D.A. y Vanyarkho, O.V., 1999: Monitoring the 1996 drought using the standardized precipitation index. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 80, 429-438.
- Hong, X., Guo, S., Zhou, Y. y Xiong, L., 2015: Uncertainties in assessing hydrological drought using streamflow drought index for the upper Yangtze River basin. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 29, 4, 1235-1247.
- Kumar, R., Musuuz J.L., Van Loon, A.F., Teuling, A.J., Barthel, R., Broek, J.T., Mai, J., Samaniego, L. y Attinger, S., 2016: Multiscale evaluation of the Standardized Precipitation Index as a groundwater drought indicator. *Hydrology and Earth System Sciences*, 20, 1117-1131.
- Laio, F., 2004: Cramer-von Mises and Anderson-Darling goodness of fit tests for extreme value distributions with unknown parameters. *Water Resources Research*, 40, W09308, doi:10.1029/2004WR003204.
- Lauro, C., 2017: Estudio del comportamiento del régimen fluvial de las cuencas del oeste argentino y su vinculación con el cambio climático. Tesis de doctorado. Universidad Nacional de Rosario.
- Lauro, C., Vich, A. y Moreiras, S.M., 2016: Variabilidad del régimen fluvial en cuencas de la región de Cuyo. *Geoacta*, 40, 28-51.
- Lovino, M., García, N.O. y Baethgen, W., 2014: Spatiotemporal analysis of extreme precipitation events in the Northeast region of Argentina (NEA). *Journal of Hydrology: Regional Studies*, 2, 140-158.
- Masiokas, M., Villalba, R., Luckman, B., Le Quesne, C. y Aravena, J.C., 2006: Snowpack variations in the Central Andes of Argentina and Chile, 1951-2005: Large-scale atmospheric influences and implications for water resources in the region. *Journal of Climate*, 19, 6334-6352.
- Masiokas, M.H., Christie, D.C., Le Quesne, C., Pitte, P., Ruiz, L., Villalba, R., Luckman, B.H., Berthier, E., Nussbaumer, S.U., González-Reyes, A., McPhee, J. y Barcaza, G., 2016: Reconstructing the annual mass balance of the Echaurren Norte glacier (Central Andes, 33.5 S) using local and regional hydroclimatic data. *The Cryosphere*, 10, 927-940.
- McKee, T.B., Doesken, N.J. y Kleist, J., 1993: The relationship of drought frequency and duration to time scales. *Proceedings of the Eight Conference on Applied Climatology*, Anaheim, CA, American Meteorological Society, págs. 179-184.
- Mishra, A.K. y Singh, V.P., 2010: A review of

- drought concepts. *Journal of Hydrology*, 391, 202-216.
- Montaña, E., Diaz, H.P. y Hurlbert, M., 2016: Development, local livelihoods, and vulnerabilities to global environmental change in the South American Dry Andes. *Regional Environmental Change*, 16, 2215-2228.
- Morábito, J., Alvarez, A., Drovandi, A., Hernández, J., Hernández, R. y Martinis, N., 2009: El agua en Mendoza y su problemática ambiental. Mendoza: Centro Regional Andino, Instituto Nacional del Agua (CRA-INA).
- Nalbantis, I. y Tsakiris, G., 2009: Assessment of hydrological drought revisited. *Water Resources Management*, 23, 881-897.
- Núñez, J., Rivera, D., Oyarzún, R. y Arumí, J.L., 2014: On the use of Standardized Drought Indices under decadal climate variability: Critical assessment and drought policy implications. *Journal of Hydrology*, 517, 458-470.
- Organización Meteorológica Mundial (OMM), 2006: Drought monitoring and early warning: Concepts, progress and future challenges. WMO No. 1006, Ginebra, Suiza, 24 pp. ISBN 92-63-11006-9.
- Organización Meteorológica Mundial (OMM), 2008: Manual on low-flow estimation and prediction. WMO No. 1029, Ginebra, Suiza, 138 pp. ISBN 978-92-63-11029-9.
- Organización Meteorológica Mundial (OMM), 2009: Experts agree on a universal drought index to cope with climate risks. Press release no. 872. Disponible en: http://www.wmo.int/pages/prog/wcp/agm/meetings/wies09/documents/872_en.pdf. Consultado el 17 de enero de 2017.
- Organización Meteorológica Mundial (OMM), 2012: Standardized Precipitation Index User Guide. WMO No. 1090, Ginebra, Suiza, 24 pp. ISBN 978-92-63-11091-6.
- Paoli, C.U., 2010: Cambios en la serie de caudales máximos en Ríos de la Región Litoral y su incidencia en parámetros de diseño. En: Paoli, C.U., Malinow, G.V. (eds): Criterios para la determinación de crecidas de diseño en sistemas climáticos cambiantes, Universidad Nacional del Litoral, pág. 103-113.
- Paoli, C. y Cacik, P., 2000: Régimen de crecidas y análisis de caudales máximos. En: Paoli, C. y Schreidner, M. (eds): El Río Paraná en su tramo medio. Contribución al conocimiento y prácticas ingenieriles en un gran río de llanura. Tomo 1, Universidad Nacional del Litoral, pág. 105-172.
- Penalba, O.C. y Rivera, J.A., 2013: Future changes in drought characteristics over Southern South America projected by a CMIP5 ensemble. *American Journal of Climate Change*, 2, 3, 173-182.
- Penalba, O.C. y Rivera, J.A., 2015: Comparación de seis índices para el monitoreo de sequías meteorológicas en el sur de Sudamérica. *Meteorológica*, 40, 2, 33-57.
- Penalba, O.C. y Rivera, J.A., 2016a: Regional aspects of future precipitation and meteorological drought characteristics over Southern South America projected by a CMIP5 multi-model ensemble. *International Journal of Climatology*, 36, 974-986.
- Penalba, O.C. y Rivera, J.A., 2016b: Precipitation response to El Niño/La Niña events in Southern South America - emphasis in regional drought occurrences. *Advances in Geosciences*, 42, 1-14.
- Portela, M.M., dos Santos, J.F., Silva, A.T., Baez Benitez, J., Frank, C. y Reichert, J.M., 2015: Drought analysis in southern Paraguay, Brazil and northern Argentina: regionalization, occurrence rate and rainfall thresholds. *Hydrology Research*, 46 (5), 792-810.
- Rangecroft, S., Van Loon, A.F., Maureira, H., Verbist, K. y Hannah, D.M., 2016: Multi-method assessment of reservoir effects on hydrological droughts in an arid region. *Earth System Dynamics Discussions*, doi:10.5194/esd-2016-57.
- Rivera, J.A., Araneo, D.C., Penalba, O.C., 2017a: Threshold level approach for streamflow droughts analysis in the Central Andes of Argentina: A climatological assessment. *Hydrological Sciences Journal*. En prensa.
- Rivera, J.A., Araneo, D.C., Penalba, O.C., Villalba, R., 2017b: Regional aspects of streamflow droughts in the Andean rivers of

- Patagonia, Argentina. Links with large-scale climatic oscillations. *Hydrology Research*, doi:10.2166/nh.2017.207.
- Rivera, J.A. y Penalba, O.C., 2017: Spatio-temporal assessment of streamflow droughts over Southern South America: 1961-2006. Theoretical and Applied Climatology. En proceso de revisión.
- Secretaría de Ambiente y Desarrollo Sustentable de la Nación, 2015: Tercera Comunicación Nacional de la República Argentina a la Convención Marco de las Naciones Unidas sobre Cambio Climático. Cambio climático en Argentina; tendencias y proyecciones. Buenos Aires: Secretaría de Ambiente y Desarrollo Sustentable de la Nación.
- Seoane, R.S., Valdés, J.B. y Mata, L.J., 2005: Climate variability and climate change in Patagonian rivers. En: *Regional Hydrological Impacts of Climatic Change – Impact Assessment and Decision Making*, Wagener, T. (Ed.), IAHS Publication 295, Wallingford, UK, 26–36.
- Shin, H., Jung, Y., Jeong, C. y Heo, J.-H., 2012: Assessment of modified Anderson-Darling test statistics for the generalized extreme value and generalized logistic distributions. *Stoch Environ Res Risk Assess.*, 26, 105–114.
- Shukla, S. y Wood, A.W., 2008: Use of a standardized runoff index for characterizing hydrologic drought. *Geophysical Research Letters*, 35, L02405. doi:10.1029/2007GL032487.
- Sienz, F., Bothe, O. y Fraedrich, K., 2012: Monitoring and quantifying future climate projections of dryness and wetness extremes: SPI bias. *Hydrology and Earth System Sciences*, 16, 2143–2157.
- Soláková, T., De Michele, C. y Vezzoli, R., 2014: Comparison between Parametric and Nonparametric Approaches for the Calculation of Two Drought Indices: SPI and SSI. *Journal of Hydrologic Engineering*, 19, 9, doi:10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0000942.
- Stagge, J.H., Tallaksen, L.M., Gudmundsson, L., Van Loon, A.F. y Stahl, K., 2015: Candidate distributions for climatological drought indices (SPI and SPEI). *International Journal of Climatology*, 35, 13, 4027–4040.
- Stagge, J.H., Tallaksen, L.M., Gudmundsson, L., Van Loon, A.F. y Stahl, K., 2016: Response to comment on ‘Candidate Distributions for Climatological Drought Indices (SPI and SPEI)’. *International Journal of Climatology* 36, 2132–2138.
- Staudinger, M., Stahl, K. y Seibert, J., 2014: A drought index accounting for snow. *Water Resources Research*, 50, 10, 7861–7872.
- Stephens, M.A., 1974: EDF Statistics for Goodness of Fit and Some Comparisons. *Journal of the American Statistical Association*, 69, 730–737.
- Stephens, M.A., 1976: Asymptotic power of EDF statistics for exponentiality against gamma and Weibull alternatives. Technical report No. 297, Department Statistic Stanford University.
- Tabari, H., Nikbakht, J. y Talaei, P.H., 2013: Hydrological Drought Assessment in Northwestern Iran Based on Streamflow Drought Index (SDI). *Water Resources Management*, 27, 137–151.
- Van Loon, A.F., 2015: Hydrological drought explained. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Water*, 2, 4, 359–392.
- Vicente-Serrano, S.M., 2006: Differences in spatial patterns of drought on different time scales: an analysis of the Iberian Peninsula. *Water Resources Management*, 20, 37–60.
- Vicente-Serrano, S.M., Beguería, S. y López-Moreno, J.I., 2010: A Multiscalar Drought Index Sensitive to Global Warming: The Standardized Precipitation Evapotranspiration Index. *Journal of Climate*, 23, 1696–1718.
- Vicente-Serrano, S.M., López-Moreno, J.I., Beguería, S., Lorenzo-Lacruz, J., Azorin-Molina, C. y Morán-Tejada, E., 2012: Accurate Computation of a Streamflow Drought Index. *Journal of Hydrologic Engineering*, 17, 318–332.
- Vicente-Serrano, S.M., Chura, O., López-Moreno, J.I., Azorin-Molina, C., Sanchez-Lorenzo, A., Aguilar, E., Moran-Tejada, E., Trujillo, F., Martínez, R. y Nieto, J.J., 2015: Spatio-temporal variability of droughts in

Bolivia: 1955–2012. *International Journal of Climatology*, 35, 3024-3040.

Vicente-Serrano, S.M. y Beguería, S., 2016: Comment on ‘Candidate distributions for climatological drought indices (SPI and SPEI)’ by James H. Stagge et al. *International Journal of Climatology*, 36, 2120-2131.

Vich, A.I.J., Norte, F.A. y Lauro, C., 2014: Análisis regional de frecuencias de caudales de ríos pertenecientes a cuencas con nacientes en la Cordillera de Los Andes. *Meteorológica*, 39, 3-26.

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.