

ANÁLISIS ESTADÍSTICO DE SERIES HIDROLÓGICAS EN LA CUENCA DEL RÍO LIMAY (ARGENTINA)

Rafael S. Seoane ^(1,2,3) **Patricia M. López** ⁽¹⁾ **María C. Moyano** ⁽¹⁾
Nicolás Tomazin ⁽¹⁾ **y María Eva Koutsovitis** ⁽³⁾

⁽¹⁾Instituto Nacional del Agua, ⁽²⁾Facultad de Ingeniería de la Universidad de Buenos Aires

⁽³⁾Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET)

AU Ezeiza-Cañuelas km 1,6 Ezeiza, Pcia Buenos Aires Tel /Fax 011 44800862 E-mail:rseoane@ina.gov.ar

RESUMEN

La evaluación del efecto del posible cambio climático global sobre distintas variables hidrológicas es de gran importancia para el manejo sustentable y la planificación a largo plazo de los recursos hídricos de una cuenca. El objetivo de esta investigación es avanzar en la detección de tendencias en distintas escalas de tiempo en variables hidrológicas observadas en la cuenca del río Limay (Argentina).

La cuenca bajo estudio presenta, hasta su cierre en la sección Paso Limay, un área aproximada de 26400 km², con una importante cantidad de lagos. Entre las cuencas lacustres más importantes se encuentran la del Aluminé (937 km²) y la del Nahuel Huapi (3900 km²) incluidos los lagos del mismo nombre. El régimen de alimentación de la cuenca es pluvionival, observándose en el hidrograma anual dos máximos, producidos por procesos de precipitación en el período junio-agosto y por fusión en octubre-noviembre.

En la primera parte del trabajo se presentan resultados de un análisis estadístico realizado sobre series observadas de precipitaciones, orientado a demostrar la presencia de tendencia en una variable importante de entrada al sistema hidrológico. Se aplica la prueba de Mann-Kendall y el modelo de regresión lineal para el análisis de la presencia de tendencia en los valores anuales para las series de precipitación más extensas y completas observadas en la cuenca.

En la segunda parte y dado que los caudales representan la respuesta integrada de las variables de entrada a la cuenca, se aplicó la prueba de Mann-Kendall para realizar un análisis de los valores de los caudales mensuales que permitiera definir la presencia de un cambio en la forma del hidrograma anual. Finalmente, se estudió la presencia de tendencia en las series de caudales medios, máximos y mínimos anuales en series observadas a las salidas de las cuencas lacustres.

Los análisis realizados muestran la presencia de tendencias decrecientes en los caudales observados para los meses de estiaje y en los caudales mínimos en la sección ubicada al cierre de la cuenca en Paso Limay.

Palabras clave: Cuenca del río Limay, cambio climático, análisis de tendencias.

INTRODUCCIÓN

En los últimos años el cambio climático global y su impacto sobre variables hidrológicas se ha convertido en un tema de investigación que ha producido numerosos estudios utilizando información observada en cuencas ubicadas en distintos lugares del mundo. En consecuencia, existen numerosos antecedentes de distinto tipos de enfoque orientados al análisis de los efectos del cambio climático global sobre las variables hidrológicas en una cuenca.

En una forma simplificada existen investigaciones orientadas a la estimación del posible efecto del cambio climático global aplicando modelos matemáticos que simulan el comportamiento del sistema hidrológico y otros que aplican métodos y modelos estadísticos para la identificación de tendencias en variables meteorológicas e hidrológicas.

En la evaluación de la sensibilidad de los procesos hidrológicos ante variaciones climáticas que utilizan escenarios de cambio en la precipitación y en la temperatura, se encuentran: Nemeč y Schaake (1982), que aplican un modelo determinístico complejo de humedad de suelo (National Weather Service); McCabe y Ayers (1989) que utilizan el modelo de balance de Thornthwaite para evaluar el efecto sobre caudales, recarga de agua subterránea y frecuencia de ocurrencia de caudales extremos. Valdés *et al.* (1993, 1994) aplican un modelo analítico de balance de humedad asociado a un generador de variables hidrometeorológicas para estudiar, con un enfoque estadístico, la variabilidad de la humedad del suelo y del escurrimiento directo.

En Moyano y Seoane (1998) se analizan los efectos del cambio en los caudales en diferentes cuencas aplicando una ecuación de balance propuesta por Wigley y Jones (1985); Arnell (1996). Además, en Moyano y Seoane (2000) se estudió la presencia de tendencia y persistencia en las series anuales de precipitación y se aplicó un modelo de balance hídrico en cuencas del noroeste de la Argentina.

En Valdés y Seoane (2000) se aplica un modelo de balance precipitación-caudal (Alley, 1981) para estimar el efecto que distintos escenarios de precipitación y temperatura tienen sobre los caudales anuales en la cuenca del río Neuquén. En Seoane y Valdés (2002) y Seoane *et al.* (2003) se aplican distintas técnicas estadísticas para la detección de las señales del cambio climático en la misma cuenca.

Existen numerosos trabajos que analizan la persistencia y tendencia estimada en registros hidroclimáticos. En Mirza *et al.* (1998) se aplican distintas pruebas estadísticas en tres importantes cuencas de la región del Himalaya. En Westmacott y Burn (1997) se evalúan los efectos del cambio climático en las magnitudes y la ocurrencia temporal de variables hidrológicas en una cuenca del centro-oeste de Canadá.

Cunderlilic y Burn (2004) aplican la prueba de Mann-Kendal para detectar la presencia de tendencias regionales en caudales máximos mensuales y sus posibles relaciones con tendencias en variables hidrometeorológicas observadas en una región de Canadá (Columbia Británica).

DESARROLLO DEL TRABAJO

El objetivo de esta investigación es realizar un estudio estadístico orientado a la detección del efecto que el posible cambio climático global tendría sobre variables meteorológicas e hidrológicas observadas en la región lacustre de la cuenca del río Limay (Argentina).

El análisis estadístico permitió estudiar la presencia de alteraciones en series de variables hidrológicas debidas a posibles variaciones climáticas en la región, aplicando la prueba de Mann-Kendall y el modelo de regresión lineal a las series de precipitación observadas en escala anual.

Dado que los caudales representan la respuesta integrada de las variables de entrada a la cuenca, la misma prueba estadística de Mann-Kendall fue aplicada en un análisis estacional de los valores mensuales para definir la presencia de un cambio en la forma del hidrograma anual. Además, se estudió la presencia de tendencia en las series de caudales anuales, máximos y mínimos observadas en distintas secciones que presentan los registros más extensos de la cuenca.

Algunas características de la cuenca del río Limay

En la cuenca del río Limay existen treinta y siete lagos (CFI, 1961) y hasta su cierre, en la sección Paso Limay, la cuenca presenta un área de 26400 km². El sistema hidrológico se caracteriza por un régimen pluvionival con año hidrológico abril-marzo y el hidrograma en Paso Limay presenta dos máximos relacionados con los procesos de precipitación y fusión. Los meses que presentan los menores caudales son: enero, febrero, marzo y abril y los máximos se observan en julio y octubre-noviembre. Las sub-cuencas lacustres tienen por su ubicación en las nacientes mayor alimentación pluvionival y hacia aguas abajo el río Limay transcurre sobre zonas más áridas hacia el este integrando todos los aportes hasta Paso Limay.

Aspectos meteorológicos

La cuenca en estudio se ubica meteorológicamente en las latitudes de los “oestes”, a sotavento de la cordillera de los Andes donde en general, para que se lleve a cabo el proceso de precipitación es necesario el movimiento ascendente de las masas de aire con suficiente humedad. La cordillera de los Andes es una barrera que fuerza el ascenso del aire proveniente del Pacífico, que en invierno aumenta su contenido de humedad al desplazarse sobre el océano más caliente.

El ascenso orográfico produce precipitaciones abundantes a barlovento de la barrera y escasas a sotavento. La precipitación a sotavento se ve favorecida cuando el cordón montañoso no tiene una línea definida de crestas como sucede en los Andes norpatagónicos. Estas características permiten el pasaje de sistemas de escala sinóptica que producen precipitaciones durante el cuatrimestre mayo-agosto con un fuerte gradiente de dirección oeste-este.

Relevamiento y análisis de la información hidrometeorológica

En las tablas siguientes se presenta una síntesis de la información recopilada.

Tabla N° 1. Estaciones con mediciones de temperatura utilizadas

Estación	φ	λ	Altitud (m)	Años datos	Período
Bariloche	41°09´	71°10´	840	42	1960/61-2001/02
Tronador	41°16´	71°39´	842	29	1968/69-1996/97

Tabla N° 2. Estaciones con mediciones de precipitación utilizadas

Estación	φ	λ	Altitud (m)	Años datos	Período
Junín	40° 03´	71°06´	750	31	1971/72-2001/02
Tres Picos	39° 38´	71°15´	850	28	1973/74-2000/01
Bariloche	41°09´	71°10´	840	42	1960/61-2001/02
Belisle	39°21´	70°41´	1150	39	1949/50-1987/88
Boca. Lago Aluminé	38°58´	71°03´	1140	69	1903/04-1971/72
Mamuil Malal	39°39´	71°17´	940	53	1935/36-1987/88
Tronador	41°16´	71°39´	842	29	1968/69-1996/97

Tabla N° 3. Estaciones con mediciones de caudal utilizadas

Estación	Río	φ	λ	Altitud (m)	Período
Salida Aluminé	Aluminé	38°57´	71°03´	1125	1934/35-1997/98
Nacientes	Chimehuin	39°47´	71°12´	790	1935/36-1999/00
Junín de los Andes	Quilquihue	40°03´	71°06´	750	1962/63-1999/00
Nahuel Huapi	Limay	41°04´	71°09´	760	1921-65-1973/97
Paso Flores-Alicurá	Limay	40°32´	70°40´	566	1941/42-1998/99
Paso Limay	Limay	40°32´	70°26´	538	1903/04-1996/97

Pruebas estadísticas utilizadas

Las pruebas estadísticas seleccionadas para analizar la presencia de tendencia en las series anuales de precipitación fueron el modelo de regresión lineal propuesto por Mirza *et al.* (1998) y la prueba estadística no-paramétrica de Mann-Kendall (Hirsch *et al.*, 1982). Estos métodos fueron aplicados a las series de precipitación anual y caudal medio en la cuenca del río Bermejo (Seoane y Moyano, 1999).

Modelo de regresión

Para la detección de la presencia de pendiente en las series de precipitación se ha aplicado el modelo de regresión lineal en función del tiempo como variable independiente (Mirza *et al.* 1998). La pendiente de la recta indica el aumento o disminución de las precipitaciones con el tiempo. La significación de la pendiente se prueba determinando el valor de t que se distribuye como una función de densidad de probabilidades de Student con $n-2$ grados de libertad. La hipótesis nula (H_0) se rechaza cuando el módulo de t es mayor que $t_{(\alpha/2, n-2)}$.

El modelo de regresión lineal es:

$$Y = b_0 + b_1 X \quad (1)$$

siendo:

H_0 : pendiente $\hat{\alpha}_1=0$.

b_0 : ordenada al origen,

b_1 : pendiente de la serie observada,

$\hat{\alpha}_1$: pendiente de la población.

$$t = \left(\frac{b_1 - \beta_{10}}{\sigma_{b_1}} \right) \quad (2)$$

$$\sigma_{b_1} = \left\{ \frac{\left[\sum_{i=1}^n (Y_i - Y)^2 \right]}{n-2} \right\}^{\frac{1}{2}} \left[\sum_{i=1}^n (X_i - X)^2 \right]^{-1} \quad (3)$$

X_i : posición (tiempo en años),

X : media de posición,

Y_i : precipitación anual para X_i ,

Y : ordenada de la regresión,

n : cantidad de datos (años).

Test de Mann-Kendall

La prueba estadística no-paramétrica de Mann-Kendall ha sido presentada por otros investigadores como una buena herramienta para el análisis de variables hidrológicas y variables relacionadas (Hirsch *et al.*, 1982; Westmacott y Burn, 1997). Su objetivo es la detección de tendencias monótonas o cambios graduales durante el período de análisis. La hipótesis nula H_0 establece que los datos (x_1, \dots, x_n) son variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas. La hipótesis H_1 , de alternativa bidireccional, es que las distribuciones de x_k y x_j no son idénticas para todo $k, j \leq n$ y $k \neq j$. El estadístico S de Mann-Kendall está definido como:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k) \quad (4)$$

donde: $\theta = x_j - x_k$, y $\text{sgn}(\theta)$ es la función signo.

$$\text{sgn}(\mathbf{q}) = \begin{cases} 1 & \text{si } \mathbf{q} > 0 \\ 0 & \text{si } \mathbf{q} = 0 \\ -1 & \text{si } \mathbf{q} < 0 \end{cases} \quad (5)$$

Se demuestra (Hirsch *et al.*, 1982) que bajo H_0 la distribución de S es asintóticamente normal con media cero y varianza σ_S^2 igual a:

$$\sigma_S^2 = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_t t(t-1)(2t+5)}{18} \quad (6)$$

donde t representa la longitud de valores repetidos de la variable en la serie y \sum_t simboliza la suma sobre el número de repeticiones.

Así, se puede asociar el valor del estadístico S estandarizado al de la variable normal estandarizada Z y calcular el nivel de significación de la prueba, valor- p .

Resultado del análisis de las series de variables hidrológicas

En la Tabla N° 4 se presentan los resultados de la aplicación de las dos pruebas presentadas a las series completas de precipitación.

Tabla N° 4. Resultados del análisis con las series de precipitación anual

Estación			Modelo de regresión				Test de Mann- Kendall		
Nombre	Años	Latitud	Pendiente (mm/año)	Ordenada (mm)	Estadístico	Acepta Ho	Estadístico	Acepta Ho	
						1.96		1.645 (10%)	1.96 (5%)
Belisle	39	39° 21'	-1.23	752.35	-0.29	A	0.33	A	A
Tres Picos	28	39° 38'	-2.90	918.88	<u>-0.58</u>	A	<u>-0.69</u>	A	A
Mamuil Malal	53	39° 39'	-1.46	1432	<u>-0.47</u>	A	<u>-0.25</u>	A	A
Junín de los Andes	31	40° 03'	2.51	633.22	0.70	A	-0.27	A	A
Bariloche	42	41° 09'	0.19	803.95	0.08	A	0.09	A	A
Tronador	29	41° 16'	-4.87	1450	<u>-1.15</u>	A	<u>-1.26</u>	A	A

Hipótesis Nula (H_0): indica un comportamiento aleatorio, que para el caso en análisis significa una pendiente nula en las series observadas de la precipitación anual.

Los resultados no indican bajo el modelo de regresión lineal la presencia de pendientes significativamente distintas de cero. Los valores de las pendientes obtenidos aplicando el modelo de regresión son negativos para la mayoría de las series analizadas y se observan tres casos (Tres Picos, Mamuil Malal y Tronador) para los cuales las dos pruebas aplicadas coinciden en el signo del estadístico

Análisis estadístico del índice de Thornthwaite

Se presentan los resultados del análisis de tendencia de las series del Índice de Thornthwaite, calculado según la propuesta de McCabe y Wolock (1991) que utiliza las series de precipitación y temperatura para estimar, a escala anual, el Índice de humedad de Thornthwaite utilizando la expresión de Hamon (1961).

La expresión matemática del índice de humedad es:

$$I_m = 100 \left[\left(\frac{P}{EP} - 1 \right) \right] \quad (7)$$

donde:

P : precipitación anual (mm),

EP : evapotranspiración potencial anual (mm).

Para la estimación de la evapotranspiración potencial, McCabe y Wolock (1991) utilizaron la expresión de Hamon (1961):

$$EP = 346.8 + 34.5 TC \quad (8)$$

donde TC es la temperatura media anual ($^{\circ}C$).

Tabla N° 5 . Resultados para las series de los Índices de Thornthwaite

Estación			Modelo de regresión				Test de Mann-Kendall	
Nombre	Años	Latitud	Pendiente	Ordenada	Estadístico	Acepta Ho	Estadístico	Acepta Ho
						1.96	1.645 (10%)	1.96 (5%)
Bariloche	42	41° 09'	-0.12	32.32	<u>-0.32</u>	A	<u>-0.14</u>	A A
Tronador	29	41° 16'	-1.02	139.93	<u>-1.44</u>	A	<u>-1.61</u>	A A

Hipótesis Nula (H_0): indica un comportamiento aleatorio, que para el caso en análisis significa pendiente nula en las series observadas de los Índices de Thornthwaite.

Los resultados presentados no indican la presencia de pendientes estadísticamente distintas de cero. Los valores de las pendientes del modelo de regresión son negativos y este resultado coincide con los resultados del estadístico de la prueba de Mann-Kendall.

Se aplicó una técnica de simulación para estudiar la capacidad de detección de tendencia en las series del Índices de Thornthwaite en escala anual, McCabe y Wolock. (1991). El experimento realizado consistió en aplicar la prueba no paramétrica de Mann-Kendall a las series temporales del índice de Thornthwaite, obtenidas a partir de las series generadas de precipitación y temperatura.

Se realizaron cien simulaciones con distintas longitudes de las series de precipitación y temperatura y se determinó el porcentaje de veces que se rechaza la hipótesis nula para un escenario seleccionado de cambio climático, es decir el número de veces que se detecta tendencia en la serie del índice de Thornthwaite.

Un primer experimento realizado con este modelo general indica que considerando un aumento en la temperatura de 2 °C/100 años se observa un nivel de detección de tendencias en el Índice de Thornthwaite muy bajo para las series de Bariloche y Tronador. Para series de 100 años de longitud, el porcentaje de casos detectados en Nahuel Huapi fue inferior al 15%.

Identificación de tendencia en series de caudales

Se consideró importante analizar series de caudales ya que éstos representan la respuesta integrada de las variables de entrada a la cuenca y proporcionan una buena cobertura espacial de los procesos hidrológicos desarrollados en ella. Dado que una limitación importante para la determinación de tendencia es la longitud de los registros, se seleccionaron para este estudio las series más extensas que contaran con un bajo porcentaje de datos faltantes, por este motivo la serie correspondiente a la estación Nahuel Huapi no fue incluida en los resultados del estudio ya que presenta una discontinuidad de siete años en los registros.

La prueba estadística de Mann-Kendall se aplicó a las series de caudales mensuales, anuales, máximos y mínimos. Dado que la presencia de correlación serial produce problemas de aumento o disminución en la probabilidad de identificación de tendencias, la aplicación de esta prueba se realizó según la modificación propuesta por Hamed y Rao (1998) a aquellas series que presentaban autocorrelación significativa. La modificación presentada por estos autores está basada en la corrección de la varianza del estadístico S según:

$$V^*(S) = s_s^2 \frac{n}{n_s^*} \quad (9)$$

$$\frac{n}{n_s^*} = 1 + \frac{2}{n(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^{n-1} (n-i)(n-i-1)(n-i-2) r_s(i)$$

donde $r_s(i)$ es la función de autocorrelación del ranking de las observaciones.

Para evaluar la magnitud de las tendencias identificadas se utilizó el estimador no-paramétrico propuesto por Hirsch *et al.* (1982), relacionado con el estadístico de la prueba de Mann-Kendall mediante su signo (β). Las tablas siguientes presentan las características de las series analizadas, longitud (N), media (\bar{X}) y se resumen resultados obtenidos de la aplicación de la prueba estadística propuesta, valor del estadístico (S), nivel de significación de la prueba original (valor- p %) y corregido (Valor- pC %) por autocorrelación en porcentaje y el estimador de pendiente (β).

Tabla N° 6. Resultados de caudales medios mensuales observados a la Salida del Lago Aluminé

1934-97	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC	ENE	FEB	MAR
N	58	59	59	60	59	59	57	59	58	59	58	59
\bar{X}	10.0	22.4	43.9	46.5	43.7	42.5	61.2	74.3	50.4	24.4	14.2	10.4
S	-319	-141	-139	34	33	29	34	-337	-233	-302	-402	-507
Valor- p %	3.2	35.8	36.3	82.6	82.6	84.9	81.8	2.8	11.9	4.9	0.7	0.1
Valor- p C%	<0.01							1.6	<0.01	0.8	0.2	<0.01
β m ³ /s año	-0.05	-0.05	-0.12	0.06	0.02	0.03	0.04	-0.43	-0.26	-0.13	-0.09	-0.08

Tabla N° 7. Resultados de caudales medios mensuales observados en las Nacientes Chimehuín

1935-99	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC	ENE	FEB	MAR
N	60	61	60	61	61	60	63	61	61	62	61	62
\bar{x}	24.4	58.0	106.5	104.1	98.3	82.8	79.4	87.2	77.1	49.1	29.3	21.4
S	-111	-267	-112	-92	-266	-26	-213	-258	-310	-459	-222	-168
Valor-p %	47.8	9.7	47.8	56.9	9.7	86.5	20.8	10.7	5.4	0.5	16.8	30.8
Valor-p C%		3.1		36.3								
β m ³ /s año	-0.06	-0.31	-0.25	-0.16	-0.46	-0.02	-0.17	-0.35	-0.45	-0.40	-0.13	-0.06

Tabla N° 8 Resultados de caudales medios mensuales observados en Junín de los Andes

1962-99	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC	ENE	FEB	MAR
N	38	38	37	37	38	37	37	37	38	38	38	38
\bar{x}	7.4	24.9	48.4	50.4	52.9	47.7	48.8	47.2	40.5	21.5	11.8	6.5
S	4	-27	-76	-53	-141	-100	-100	-178	-261	-327	-299	-201
Valor-p %	96.0	73.4	32.2	49.0	7.7	19.0	19.0	2.0	0.1	<0.01	0.02	1.1
Valor-p C%			13.6							0.1	0.2	
β m ³ /s año	0	-0.12	-0.38	-0.19	-0.63	-0.31	-0.27	-0.51	-0.77	-0.85	-0.48	-0.16

Tabla N° 9. Resultados de caudales medios mensuales observados en Paso Flores-Alicurá

1941-99	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC	ENE	FEB	MAR
N	59	59	58	58	58	58	58	58	58	58	58	58
\bar{x}	114.7	188.3	303.4	352.1	370.3	350.0	343.9	361.9	332.8	255.2	178.9	129.8
S	-205	-189	-25	-47	-97	-111	-89	-117	-175	-247	-338	-347
Valor-p %	18.0	21.5	86.5	74.9	51.6	45.9	54.9	43.5	24.2	9.7	2.3	2.0
Valor-p C%	0.1		82.3	65.5						4.3	2.2	
β m ³ /s año	-0.46	-0.83	-0.19	-0.34	-0.71	-0.59	-0.27	-0.65	1.08	-1.42	-1.40	-1.12

Tabla N° 10. Resultados de caudales medios mensuales observados en Paso Limay

1903-96	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC	ENE	FEB	MAR
N	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94
\bar{x}	280	591	910	1029	980	906	1001	1035	837	542	343	265
S	-1528	-534	-72	-114	-125	115	-294	-562	-580	-1168	-1420	-1778
Valor-p %	<0.01	8.2	81.0	71.1	68.2	70.4	33.7	6.6	5.9	0.01	<0.01	<0.01
Valor-p C%	<0.01		75.7	59.6	70.0					<0.01	<0.01	<0.01
β m ³ /s año	-2.30	-1.90	-0.23	-0.59	-0.62	0.38	-1.00	-1.66	-2.20	-2.78	-2.23	-2.19

Nota: se han resaltado los valores con pendientes significativas

Análisis de caudales anuales y valores extremos

Se presentan las tablas N° 11 y 12 con los resultados del análisis de las series de caudales que se completó con el estudio de los valores medios anuales y los valores extremos (mínimos y máximos). Para la estación Nacientes del río Chimehuín no se realizó este análisis debido a que las series presentan una discontinuidad de seis años.

Tabla N° 11. Resultados del análisis de los caudales medios anuales

	Salida Aluminé	Junín de los Andes	Paso Flores- Alicurá	Paso Limay
N	57	33	58	94
\bar{X}	36.6	34.6	273.8	729.0
S	-216	-168	-193	-638
Valor-p %	13.6	0.9	19.7	3.8
Valor-p C%				0.9
β m ³ /s año	-0.11	-0.43	-0.64	-1.63

Tabla N° 12. Resultados del análisis de los caudales extremos (máximos y mínimos)

	Caudales							
	Mínimos				Máximos			
	Salida Aluminé	Junín de los Andes	Paso Flores- Alicurá	Paso Limay	Salida Aluminé	Junín de los Andes	Paso Flores- Alicurá	Paso Limay
N	57	33	58	94	56	33	58	94
\bar{X}	7.2	2.9	78.7	180.0	118.1	122.9	615.9	2506.0
S	-582	-36	-50	-2127	-55	12	-238	-213
Valor-p %	0.01	57.6	73.4	<0.01	69.6	84.9	11.0	48.4
Valor-p C%	0.4	68.9	80.0	<0.01	65.1			
β m ³ /s año	-0.07	-0.01	-0.06	-1.78	-0.10	0.07	-3.01	-3.36

Dado que los registros de Paso Flores y Paso Limay fueron continuados después de la construcción de las presas de Alicurá y Piedra del Águila en función de los aportes que reciben los embalses, la prueba no paramétrica de Mann-Whitney (McCuen, 1993 y Kite, 1988) fue aplicada con el propósito de identificar si los registros provienen de una misma población.

De acuerdo a lo informado por Flamenco y Valdés (2001) las series de caudales fueron examinadas considerando como fecha de cambio el año 1980, en el resto de las estaciones se realizó un análisis de doble masa de los derrames anuales para identificar el año de cambio.

Los resultados de esta prueba muestran (tabla N° 13) que los rechazos de la hipótesis nula (las dos muestras independientes provienen de la misma población) concuerdan en general con las identificaciones de tendencia realizadas.

Tabla N° 13 Valores Z estimados con la prueba de Mann-Whitney

	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic	Ene	Feb	Mar	Min	Anual	Max
Aluminé	-1.31	-0.78	-0.08	-0.58	-0.35	-0.55	-0.06	-2.49	-1.68	-2.69	-3.76	-4.09	-3.46	-1.60	-0.90
Chimehuín	-0.30	-0.69	-0.16	-0.31	-2.12	-0.01	-1.73	-2.56	-2.07	-3.15	-2.53	-1.98			
Junín	-0.11	-0.88	-1.69	-0.73	-1.68	-0.64	-1.59	-2.07	-2.26	-2.69	-2.48	-1.99	-0.04	-2.32	-0.71
P. Flores-Alicurá	-0.94	-0.89	-0.49	-0.64	-1.98	-1.78	-1.53	-1.58	-1.56	-2.30	-2.76	-2.47	-0.02	-2.08	-2.42
P. Limay	-2.49	-0.99	-0.06	-0.22	-2.20	-0.85	-1.60	-2.52	-2.10	-3.72	-4.60	-4.44	-4.06	-2.32	-0.07

CONCLUSIONES

El trabajo desarrollado se centró en la identificación de señales de cambios en el régimen hidrológico asociados a la variabilidad climática en la cuenca del río Limay (Argentina).

Las tendencias fueron identificadas aplicando la prueba de Mann-Kendall, con una modificación para las series de caudales que presentaban autocorrelaciones. En las series de precipitación analizadas no se observó la presencia de autocorrelación. Además, se aplicó el modelo de regresión lineal a las series de precipitación anual.

La información analizada incluye series históricas de precipitación con registros extensos en: Mamuil Malal (53 años), Bariloche (42 años), Belisle (39 años), Junín de los Andes (31) y Tronador (29 años).

Los resultados del análisis de las series de precipitación anual con las dos pruebas estadísticas utilizadas muestran la presencia de casos con pendientes negativas para los cuales no se puede rechazar la hipótesis nula.

El análisis continuó con las series de caudales mensuales con el objetivo de estudiar la presencia de un cambio de forma en el hidrograma anual. La prueba estadística utilizada para el análisis identificó tendencias estadísticamente significativa, a un nivel de significación menor al 10%, en las series de caudales medios mensuales para los meses de caudales bajos, excepto en Nacientes del Chimehuín donde sólo se detecta para los caudales observados en enero.

Con el mismo nivel de significación, se analizaron las series de caudales medios anuales y la identificación se realizó para las estaciones: Paso Limay, Junín de los Andes (río Quilquihue), Nacientes del Chimehuín y en las de valores mínimos para la Salida del Lago Aluminé y Paso Limay. En todos los casos la tendencia detectada es decreciente.

Los resultados obtenidos para la estación Paso Limay son importantes porque las observaciones en esta sección representan los procesos que se desarrollan en toda la cuenca. Los cambios más significativos en los caudales corresponden a los meses de primavera y verano. En general, los resultados coinciden con los presentados por Flamenco y Valdés (2001).

En otras investigaciones analizadas se ha observado que el cambio negativo en la pendiente de las series de caudales podría estar relacionado con un aumento del déficit de humedad del suelo asociado con el incremento de la temperatura, Cunderlik y Burn (2004).

El trabajo desarrollado avanzó en la detección de la presencia de tendencia en los caudales disponibles, en particular a la salida de las sub-cuencas lacustres más importantes. Dado que en las cuencas lacustres se observaron tendencias negativas del mismo signo que en la sección ubicada al cierre de la cuenca (Paso Limay) estos resultados son importantes para la planificación del aprovechamiento futuro del recurso.

AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen la importante colaboración de los siguientes organismos: Servicio Meteorológico Nacional (S.M.N.), Autoridad Interjurisdiccional de Cuencas de los ríos Neuquén, Limay y Negro (AIC) y Empresa de Evaluación de Recursos S.A. (E.V.A.R.S.A.) y al Sistema Nacional de Información Hídrica que proporcionaron la información utilizada en este estudio.

BIBLIOGRAFÍA

- Alley, M. W.** (1981) *"On the treatment of evapotranspiration, soil moisture accounting, and aquifer recharge in monthly water model"*. Water Resources Research. Vol. 20, N° 8, pp. 1137-1149.
- Arnell, N. W.** (1996) *Global warming, river flows and water resources*. Wiley and sons.
- Consejo Federal de Inversiones (CFI)** (1961) *Recursos Hidráulicos Superficiales*. Buenos Aires.
- Cunderlik, J. M. y D. H. Burn** (2004) *"Linkages between regional trends in monthly maximum flows and selected climatic variables"*. Journal of Hydrologic Engineering. Vol. 9, N° 4, pp. 246-256.
- Flamenco, E. y J. B. Valdés** (2001) *"Cambios del regimen hídrico en importantes ríos de Argentina"*. *Proceedings of the IX Congreso Latinoamericano e Ibérico de Meteorología*. Buenos Aires, Argentina
- Hamed, K. H. y A. R. Rao** (1998) *"A Modified Mann-Kendall Trend Test for Autocorrelated Data"*. Journal of Hydrology. Vol. 204, pp. 182-196.
- Hamon, W. R.** (1961) *"Estimating potential evapotranspiration"*. J. Hydraulics Div.- Proc. Am. Soc. Civ. Eng. Vol. 87, pp. 107-120.
- Hirsch, R. M.; J. R. Slack y R. A. Smith** (1982) *"Techniques of Trend Analysis for Monthly Water Quality Data"*. Water Resources Research. Vol. 18, N° 1, pp. 107-121.
- Kite, G. W.** (1988) *Frequency and Risk Analysis in Hydrology*. Water Resources Publications.
- McCabe G. J. y M. Ayers** (1989) *"Hydrologic effects of climate change in the Delaware river basin"*. Water Resources Bulletin. Vol. 25, N° 6, pp. 1231-1241.
- McCabe, G. J. y D. M. Wolock** (1991) *"Detectability of the effects of a hypothetical temperature increase on the Thornthwaite moisture index"*. Journal of Hydrology. Vol. 125, pp. 25-35.

- McCuen, R. H.** (1993) *Microcomputer Applications in Statistical Hydrology*. Prentice Hall.
- Mirza, M. Q.; R. A. Warrick; N. J. Ericksen y G.J. Kenny** (1998) "Trends and persistence in precipitation in the Ganges, Brahmaputra and Meghna river basins". *Hydrological Sciences-Journal-des Sciences Hydrologiques*. Vol. 43, N° 6, pp. 845-858.
- Moyano, M. C. y R. S. Seoane** (1997) "Influencia del cambio climático en cuencas argentinas". XVIII Congreso Nacional del Agua. , pp. 1-9, Argentina.
- Moyano, M. C y R. S. Seoane** (1997) "El cambio climático y la respuesta de las cuencas lacustres". *Memorias de la VII Conferencia Internacional sobre Conservación y Manejo de Lagos*. Argentina.
- Moyano, M. C y R. S. Seoane** (2000) "Impacts of climate change on Bermejo river runoff". Potsdam Institute for Climate Impact Research. PIK Report N° 65. Vol. 1, pp. 224-237.
- Nemec, J. y J. Schaake** (1982) "Sensitivity of water resources systems to climate variation". *Hydrological Sciences Journal*. Vol. 27, N° 3, pp. 327-343.
- Seoane, R. S. y J. B. Valdés** (2002) "Detección de los efectos del cambio climático sobre variables hidrológicas en la cuenca del río Neuquén". XIX Congreso Nacional del Agua. Carlos Paz. Argentina.
- Seoane R. S.; J. B. Valdés y L. J. Mata** (2003) "Detection of Climate Change in Streamflows of Patagonian Basins". *Proceedings of the International Symposium on Climate Change*. Publicación Internacional WMO/TD-N° 1172, pp. 214-217. China.
- Seoane R. S. y Moyano M. C.** (1999) "Análisis del Impacto de Posibles Cambios Climáticos en la Hidrología Superficial de la cuenca del río Bermejo". Comisión Nacional de los ríos Bermejo y Tarija, Programa Estratégico de Acción para las Cuencas de los Ríos Bermejo y Tarija. Organización Estados Americanos, OEA.
- Valdés, J., R.S.Seoane and G.R. North** (1993) "Global warming on soil moisture and runoff". *Proceeding to the Annual Conference of the Water Resources Planning and Management Division of the American Society of Civil Engineering*. Págs: 425-428. Seattle. Estados Unidos.
- Valdés, J.; R. S. Seoane. and G.R. North** (1994) "A methodology for the evaluation of global warming impact on soil moisture and runoff". *Journal of Hydrology*. Vol. 161, pp. 389-413.
- Valdés, J. B. y R. S. Seoane** (2000) "Análisis del impacto de la variabilidad climática en los caudales del río Neuquén, Argentina". XIX Congreso Latinoamericano de Hidráulica. Vol. II, pp. 457-465. Córdoba. Argentina.
- Westmacott, J. R. y D. H. Burn** (1997) "Climate Change Effects on the Hydrologic Regime within the Churchill-Nelson River Basin". *Journal of Hydrology*. Vol. 202, pp. 263-279.
- Wigley, T. M. L y P. D. Jones** (1985) "Influences of precipitation changes and direct CO2 effects on streamflow". *Nature*. Vol. 314, pp. 149-152.