

# VARIABILIDAD INTERANUAL, ESTACIONAL Y PUNTOS DE CAMBIO DEL RIO MENDOZA -ARGENTINA

Arnobio Germán Poblete<sup>1</sup>, Silvia Analía Escudero<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Instituto de Geografía Aplicada. Universidad Nacional de San Juan.

<sup>2</sup>Instituto de Geografía Aplicada. Universidad Nacional de San Juan.  
agpoblete@gmail.com,<sup>2</sup>silvia.a.escudero@gmail.com

## RESUMEN

En los últimos setenta años los ríos de Cuyo soportaron la severidad hidroclimática en sus dos manifestaciones más extremas: sequía y exceso, que afectaron fuertemente a su principal factor de desarrollo socioeconómico, *la actividad agropecuaria intensiva*, que depende de la provisión de agua proveniente de sus cuencas ubicadas en los Andes Centrales de Argentina y Chile.

Estos impactos ocasionados por la variabilidad del clima de la zona cordillerana superior, se manifiestan en dos escalas aparentes: una de larga duración, de tendencia decreciente en los cursos de agua del norte de la región andina central, que ha producido una reducción de los derrames medios en sus dos terceras partes con respecto a los observados en los primeros 30 años del siglo XX; y la otra de media duración, superpuesta sobre la primera que tuvo su epicentro en el periodo 1968 - 1971.

Este trabajo se propone analizar la variabilidad interanual, estacional y detección de posibles cambios abruptos en el derrame anual del río Mendoza en el periodo 1909-2010, con el objeto de tener un diagnóstico adecuado de su comportamiento temporal que sirva de base para administrar óptimamente la dotación de agua para riego y además tener un conocimiento detallado de su variabilidad que permita realizar pronósticos a mediano y largo plazo del mismo

La metodología básica a emplear es el análisis de tendencia, espectral, de autocorrelación y otras técnicas inherentes a las series temporales.

## Abstract

In the last seventy years Cuyo rivers hydroclimatic severity endured in its two most extreme: drought and excess, strongly affecting the main factor of economic development, intensive farming, which depends on the provision of water from their basins located in the Central Andes of Argentina and Chile. These impacts caused by the variability of the climate of the mountainous area above manifest themselves in two apparent scales: a long-term, decreasing trend in northern rivers of the central Andean region, which has been a reduction of spills media in two-thirds compared to those observed in the first 30 years of the twentieth century, and the other half lived, overlapping the first one was centered in the period 1968 to 1971. This paper analyzes the interannual variability, seasonal and detection of possible abrupt changes in annual river spill in the period 1909-2010 Mendoza, in order to have a proper diagnosis of temporal behavior as a basis for optimally managing water supply for irrigation and also have a detailed knowledge of the variability that allows forecasting the medium and long term of the. The basic methodology is to use trend analysis, spectral, autocorrelation, wavelet and other techniques inherent in the series.

## INTRODUCCIÓN

En los últimos setenta años los Andes centrales de Argentina y Chile soportaron el rigor hidroclimático en sus dos manifestaciones más extremas: sequía y exceso, que incidió fuertemente en su principal factor de desarrollo socioeconómico: *la actividad agropecuaria intensiva que se practica en los principales oasis de Mendoza y San Juan y que dependen esencialmente de la provisión de agua proveniente de la aportada por los ríos cuyas cuencas se ubican en aquellos*. El principal evento extremo por su duración y repercusión fue la gran sequía ocurrida entre los años 1968 a 1971 (Poblete e Iranzo, 2012) con su impacto adverso en la agricultura y disponibilidad de energía hidroeléctrica. Lo que tuvo una gran repercusión en la comunidad cuyana dando lugar a proliferación de artículos y conferencias que hacían proyecciones apocalípticas (Ramlot, 1970).

Además motivó una discusión académica sobre la importancia de los eventos ocurridos, desde el punto de vista de su origen climático dinámico hasta el de los impactos. La misma se institucionaliza por medio de reuniones llevadas a cabo en Mendoza implementadas como la Primera Jornada de Nivoglacialogía en 1969 y Primera Jornada del Agua y el Futuro Regional de Mendoza (1973) que pusieron en relieve el complejo problema que acarrea establecer los límites del crecimiento sustentable de los oasis cuyanos y aportaron motivos fundamentales para la creación del IANIGLA (Instituto Argentino de Nivología y Glaciología - CRICYT) del CONICET, como ente gubernamental para la resolución de algunos de estos problemas. Paralelamente el CONICET a través del Centro de Investigaciones Regionales de San Juan (CIRSAJ) encaró el desarrollo de un Proyecto de Clima y Recursos Hídricos de la Cordillera Central a partir del año 1983. La cantidad de investigaciones realizadas en ese marco, ha sido bastante grande e importante. Y puso de relieve la necesidad de contar con embalses para salvar dicha irregularidad donde surgió la decisión de construir el dique de Ullum, en San Juan y Potrerillos en Mendoza entre otras.

En síntesis, el propósito de este artículo es describir con métodos estadísticos modernos la variabilidad temporal del río Mendoza con el objeto de tener una base físico-climatológica que permita realizar estudios sobre el manejo y sistematización del aprovechamiento hídrico del mismo y a su vez poder instrumentar previsiones sobre su futuro comportamiento.

## DATOS Y METODOS

Para realizar este estudio se tomó como base a los derrames anuales obtenidos de los registros correspondientes al periodo 1909-2010 de las estaciones hidrometereológicas de Guido y Cacheuta (ver figura 1) aportados por la Red Hidrometereológica Nacional en su publicación del año 2010. (Red Hidrometereológica Nacional)

Como la serie de Cacheuta (1909-10, 1989-90) cubre un lapso considerable del siglo XX sin llegar hasta la actualidad, y como se demostró la consistencia y la homogeneidad de los datos en el periodo común; se decide ensamblarlas con los registros medidos en la estación Guido (1956-57, 2009-10) y de esa manera obtener una serie larga en la cual se puedan hacer los test de cambio climático y/o de régimen.

La figura 2 muestra a las series descriptas y el periodo con mediciones comunes (1956-57,1989-90), en el cual se realizaron la pruebas citadas que dieron validez al ensamble y con el a la serie larga que se utiliza en este trabajo

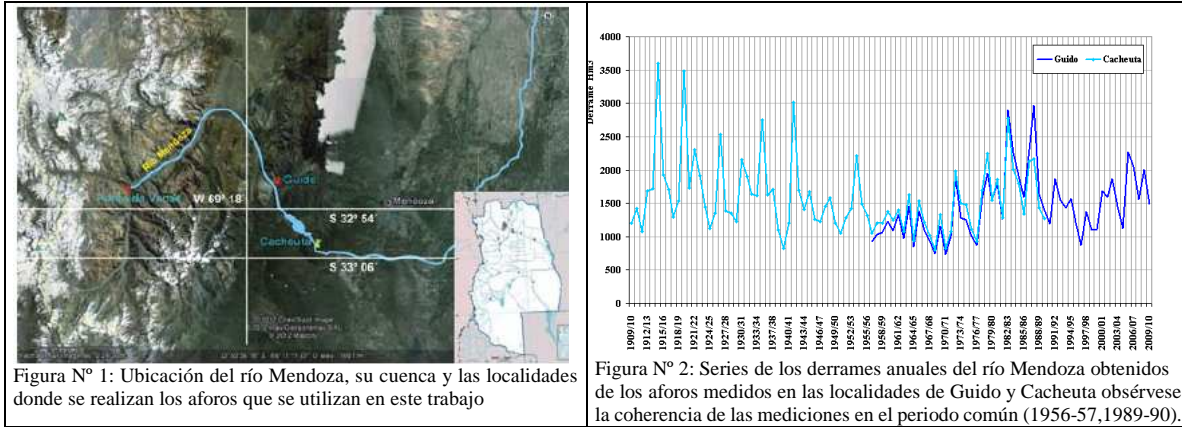


Figura N° 1: Ubicación del río Mendoza, su cuenca y las localidades donde se realizan los aforos que se utilizan en este trabajo

Figura N° 2: Series de los derrames anuales del río Mendoza obtenidos de los aforos medidos en las localidades de Guido y Cacheuta obsérvese la coherencia de las mediciones en el periodo común (1956-57,1989-90).

La metodología básica empleada se detalla sucintamente a continuación:

El derrame anual de un río es considerado como una variable aleatoria continua e ilimitada, por lo cual se puede determinar su distribución estadística ajustada a una de las funciones de probabilidad teóricas.

El análisis de tendencia se realizó ajustando a la serie original por medio de la implementación de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con una recta y su significación mediante el test no-paramétrico de Spearman (Siegel, 1968) y Mann-Kendall (WMO (1966), que describen las siguientes fórmulas:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{N^3 - N} \quad r_s \approx N \left( 0, \frac{1}{n-1} \right) \quad (1)$$

Donde  $d_i$  es la diferencia entre los rangos de los datos originales de las series previamente ordenadas, y N el número de datos.

Se construye el estadístico: 
$$t = r_s \sqrt{\frac{N-2}{1-r_s^2}} \quad (2)$$

Se extrae  $t_T$  de la tabla “t” de Student con  $v = N-2$  grados de libertad.

Sí  $|t| \leq t_T$  no hay tendencia significativa al  $\alpha\%$ , en los datos.

Test de Mann-Kendall (MK).

El estadístico univariado de MK para una serie temporal  $\{Z_k, k = 1, 2, \dots, n\}$  de datos se define como:

$$T = \sum_{j < i} \text{sgn}(Z_i - Z_j) \quad (3)$$

Donde

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} 1, & \text{if } x > 0 \\ 0, & \text{if } x = 0 \\ -1, & \text{if } x < 0 \end{cases}$$

Si no hay ligaduras (rangos iguales) entre las observaciones y no existe una tendencia en la serie de tiempo, el resultado se distribuye asintóticamente normal con:

$$E(T) = 0 \text{ y } \text{Var}(T) = n(n-1)(2n+5)/18. \quad (4)$$

Las medias móviles para un período de duración seleccionado L consisten en una serie de medias aritméticas (simples o ponderadas) calculadas a lo largo del tiempo. O sea:

$$\bar{Y}_i = \frac{1}{L} \sum_{t=(i-L)/2}^{(i+L)/2} Y_{i+t} \quad (5)$$

Nótese que lo ideal es que L sea impar para que la media móvil  $\bar{Y}_i$  este centrada en el período tk donde k es el subíndice correspondiente a la misma. Los datos que se pierden son los (L-1)/2 primeros y los (L-1)/2 últimos de la serie, Montgomery and Jonson (1976).

Para determinar la existencia o no de ciclos u otras señales se emplea la función de autocorrelación y el espectro de potencia de Tukey, sugerido por la WMO (1966), el espectro de máxima entropía propuesto por Burg (1972), Andersen (1974), para este tipo de análisis y cuyas fórmulas son:

Función de autocorrelación:

$$C(\tau) = \frac{1}{N-\tau} \sum_{i=1}^{N-\tau} (x_i - \bar{x})(x_{i+\tau} - \bar{x}) \quad (6)$$

Donde C es la función de autocorrelación con desplazamiento  $\tau$ , N numero de datos,  $\bar{x}$  la media general.

Espectro de potencia de Tukey:

$$S_k = \frac{C_0}{m} + \frac{2}{m} \sum_{i=1}^{N-1} c_i \cos(\pi k \frac{i}{m}) + \frac{1}{m} c_m (-1)^k \quad (7)$$

Donde  $S_k$  es el espectro de potencia,  $c_i$  la función de autocorrelación y m la longitud espectral.

Espectro de Máxima Entropía, Johnsen, S.J. And Andersen N.(1978):

$$P(f) = \frac{P_m \Delta t}{\left| 1 - \sum_{i=1}^m a_{mi} e^{-2\pi i f i \Delta t} \right|} \quad (8)$$

Donde  $P_m$  es espectro de potencia, m el periodo elegido  $a_m$  coeficiente autoregresivo, base de logaritmos naturales y f la frecuencia

El análisis de asociación consistió en aplicar el índice de correlación producto-momento de Pearson, Smillie K.W.(1976), Draper N.R. and Smith H(1976), que tiene la forma:

$$r = \frac{1}{N} \frac{\sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{O_x O_y} \quad (9)$$

Siendo x e y dos variables cualquiera y  
 $\sigma_x$  desv. Standard de x  
 $\sigma_y$  desv. Standard de y

Test para detección de Cambios Abruptos de Alexandersson:

El estadístico prueba para existe un cambio significativo en la media de la serie  $z_i$  es:

$$T_0 = \frac{\text{máx}}{1 \leq v < N} \{T_v\}$$

Donde:  $T_v = v \bar{z}_1^2 + (N - v) \bar{z}_2^2$  (10)

$\bar{z}_1$  y  $\bar{z}_2$  son la medias muestrales de los primeros  $v$  y los últimos  $(N-v)$  valores de la serie  $z_i$ .

Si  $T_0$  es mayor que cierto nivel critico para determinado nivel de significancia de la prueba.

Los valores críticos para la prueba de Alexandersson (citado por Lelys G, et.al, 2008)  $\alpha=0.50$  y  $\alpha=0.10$  para distintos valores de N (longitud de la serie), se encuentran en tablas específicas.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Variabilidad interanual

#### **Análisis de la tendencia, extremos y medias móviles.**

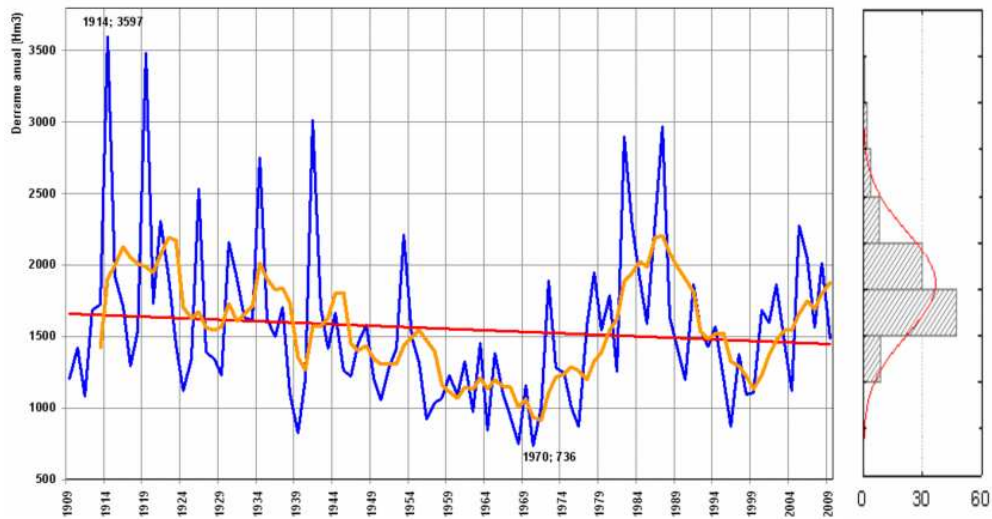


Figura N° 3: Derrames anuales del río Mendoza con su tendencia, medias móviles (lag=5años) y su distribución normal.

Cuadro 1: Estadísticos detallados de los derrames anuales del río Mendoza

<i>Numero de datos:</i> 101	<i>Media Aritmética:</i> 1556.0000 Hm <sup>3</sup>	<i>Deviation Standard:</i> 550.1985	<i>Varianza:</i> 302718.4000
<i>Porcentaje de Varianza:</i> 35.36% <i>Coefficiente de Sesgo:</i> 1.4788 <i>Coefficiente de Curtosis:</i> 2.8007	<i>Valor Máximo:</i> 3597.0 (Año: 1914) <i>Valor Mínimo:</i> 736.00 (Año: 1970)	<i>1er Cuartil (25%):</i> 1204.0 <i>Mediana:</i> 1453.0 <i>3er Cuartil (75%):</i> 1725.0	<i>Outliers:</i> 1914 (3597.0), 1919 (3486.0), 1926 (2535.0), 1934 (2754.0), 1941 (3014.0), 1982 (2898.0), 1987 (2971.0), <i>Extremos:</i> 1914 (3597.0), 1919 (3486.0),
<i>Test de Kolmogorov-Smirnov</i> para la Distribución Normal: D= 0.140 (p=0.039, out)	<i>Modelo de Regresión Lineal</i> (t=Tiempo): (y=b0+b1*t): y = 1663.2533 -2.1030*t	<i>T-test para el Coeficiente b1 :</i> T=-1.121 > 1.984 (95%)(NOsignificativo) Tendencia /10 años= -21.030	<i>Coefficiente de Determinación</i> (Correlación): 0.0125 (0.1120)
<i>Varianza de</i> (Residuos+Estimaciones=Total):2 95961.9517+3759.2364= 299721.1881	<i>Tests de Aleatoriedad</i> (gral): <i>1er Coeficiente de Autocorrelación</i> (r1) : r1=0.289<r1(Tg_95%) = 0.154 (out)	<i>Razon de Von Neuman V</i> V =1.433 > V(Tg_95%) = 1.693 (out)	<i>Test de Aleatoriedad (para la tendencia):</i> Spearman rs: rs = -0.067, t = -0.667 < T <sub>crit_97.5%</sub> = 1.984 (S/T) Grados de Libertad: 99
<i>Mann-Kendall :</i> t = -0.058 <? T <sub>crit_95%</sub> = 0.132 (S/T.) Intervalos de Confianza: 95%.	<i>Intervalos de la Media Aritmética.:</i> (1448.696, 1663.304)	Intervalos Desviación Standard: (486.481, 635.365)	

La figura N° 3, muestra el comportamiento temporal del derrame anual del río Mendoza desde 1909-10 a 2009-10, cuyos estadísticos se muestran en detalle en el cuadro 1. En la misma se aprecia una gran variabilidad con extremos que van desde los 3597.0 Hm<sup>3</sup> en el periodo hidrológico 1914-15, hasta 736.00 Hm<sup>3</sup> en el periodo 1970-71. Tiene una tendencia con un notorio decrecimiento (Derrame = 1663.2533 -2.1030\*t; donde t es el tiempo), aunque sin significación estadística (Spearman: r<sub>s</sub> = -0.067, t = -0.667 < T<sub>crit\_97.5%</sub> = 1.984, NO significativo, y de Mann-Kendall:= t = -0.058 < T<sub>crit\_95%</sub> = 0.132; NO significativo). Las medias móviles muestran cuasi-periodos que se tratarán de determinar con mayor precisión con otras técnicas.

Con el objeto de describir la estructura estadística de dicho comportamiento e identificar posibles ciclos, “saltos” y/o alguna otra señal se realizan las siguientes pruebas.

### Análisis de autocorrelación



Figura N° 4: Función de autocorrelación de los derrames anuales del río Mendoza periodo (1909-10,2009-10)

Se decide calcular la función de autocorrelación, según la fórmula (6), que se observa en la figura N° 4. Muestra a “r” estadísticamente significativos al 95%, en la persistencia (lag 1), y lag.: 4, 5 y 7 los que inducirían a pensar que el río tiene cuasi-periodos de ese orden, siendo el más representativo el de cinco años.

## Análisis espectral:

Para precisar lo encontrado con la autocorrelación, se calculan los espectros de potencia de Tukey propuesto por la WMO (1966) para realizar este tipo de estudio y el de Máxima Entropía (MEM), Burg (1972), Lacoss (1971).

### *Espectro de Tukey*

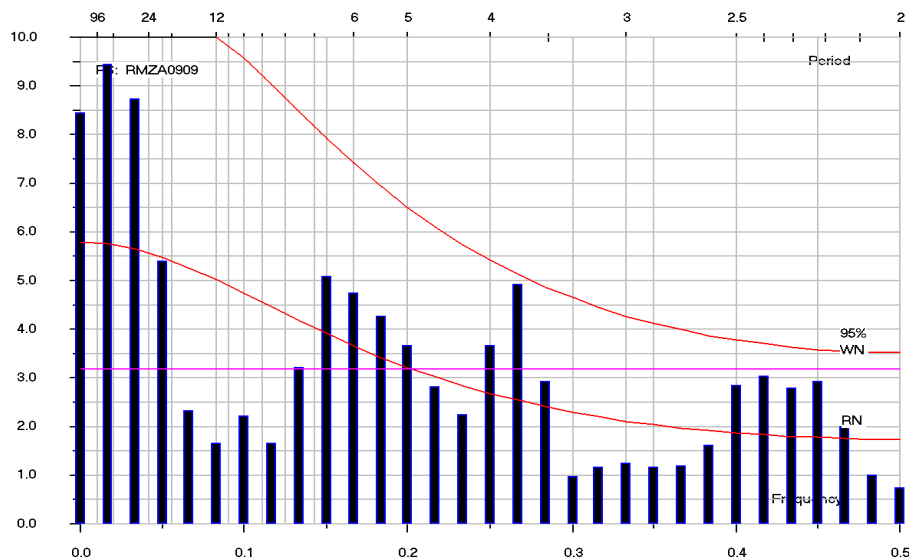


Figura N° 5: Espectro de potencia de Tukey de los derrames anuales del río Mendoza periodo (1909-10,2009-10), con los niveles de significación del 95%.

La figura 5 muestra el espectro de potencia de Tukey de los derrames anuales del río Mendoza periodo (1909-10,2009-10), con los niveles de significación del 95% calculado según fórmula (7). Se observa un comportamiento sin señales significativas, salvo en la longitud de onda de aproximadamente cuatro años, en donde se acerca al nivel de confianza antedicho.

### Espectro de Máxima Entropía

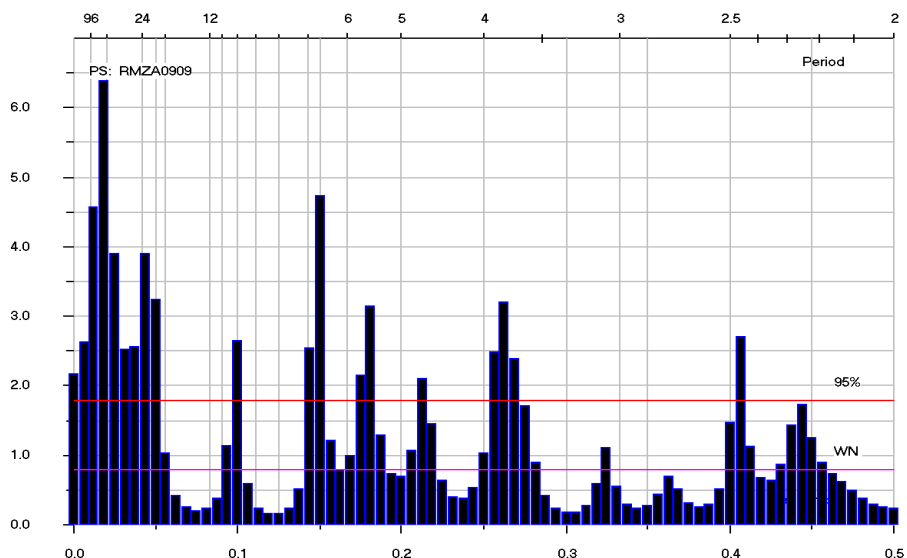


Figura N° 6: Espectro de Máxima Entropía de los derrames anuales del río Mendoza periodo (1909-10,2009-10), con los niveles de significación del 95%.

Su cálculo se realiza por medio de la ecuación (8) y el grafo de su densidad espectral se muestra en la figura 6, en donde se aprecia un notorio *peak* en el periodo de 7 años, además de los correspondientes a las ondas largas de 80 a 90 años, también se confirma lo encontrado con el de Tukey para el caso de los cuatro años. Cabe destacar que el espectro de máxima entropía tiene una resolución mucho más alta que el anterior, de lo que se desprende que no se deben desconocer los cuasi-periodos así encontrados.

### Detección de “Saltos” (Cambios Abruptos)

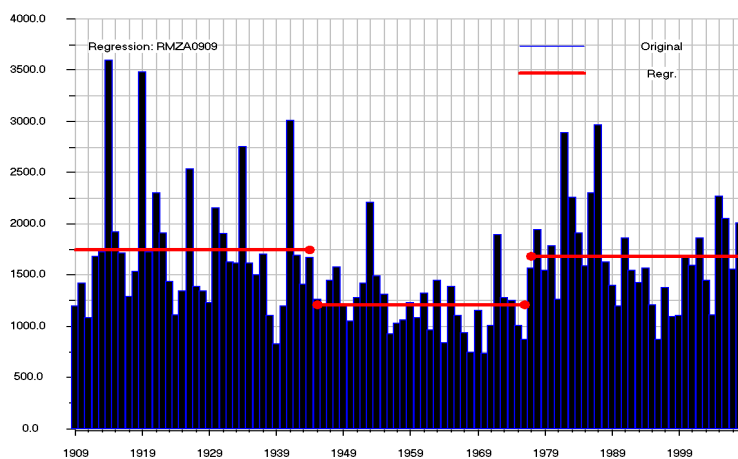


Figura N° 7: Cambios abruptos (“Saltos”) en los derrames anuales del río Mendoza aplicando la técnica de Alexandersson.



La figura 7 muestra los “saltos” encontrados en el río Mendoza aplicando la metodología de Alexandersson, en la misma se observa que los cambios abruptos más significativos ocurrieron en los periodos de los años: 1944 con una media de 1746.05 Hm<sup>3</sup> pasando al siguiente periodo a tener una de 1213,31 Hm<sup>3</sup> y 1976 cuando la media alcanza los 1680,97 Hm<sup>3</sup>. (Ver cuadro 3)

Cuadro N° 3: Periodos encontrados en los derrames anuales del río Mendoza, con la metodología de Alexandersson que detecta cambios abruptos (“Saltos”).

1909-1944:	1746.0556
1945-1976	1213.3125
1977-2009	1680.9697

Dichos periodos coinciden con los encontrados por los autores para índice globales atmosféricos tales como la PDO, SST y Temperatura Global (Poblete y Minetti, 2010).

## CONCLUSIONES

El río Mendoza presenta una gran variabilidad con extremos que van desde los 3597.0 Hm<sup>3</sup> (1914-15), hasta 736.00 Hm<sup>3</sup> (1970-71). Tiene una tendencia con un notorio decrecimiento aunque sin significación estadística.

La autocorrelación, muestra “r” estadísticamente significativos al 95%, en los lag.: 1, 4, 5 y 7 que revelarían cuasi-periodos de ese orden, siendo el más importante el de cinco años.

El espectro de potencia de Tukey no muestra señales estadísticamente significativas, sin embargo la longitud de onda de aproximadamente cuatro años se acerca al nivel de confianza antedicho.

El espectro de Máxima Entropía detecta un notorio peak en el periodo de 7 años, en las ondas largas de 80 a 90 años y cuatro años, confirmando lo encontrado con Tukey.

Los “saltos” detectados en el río Mendoza con la metodología de Alexandersson, identifican cambios abruptos significativos en los años: 1944 (media= 1746.05 Hm<sup>3</sup>), 1945 (la media disminuye a 1213,31 Hm<sup>3</sup>) y 1977 (cuando la media aumenta a 1680,97 Hm<sup>3</sup> hasta la actualidad).

## AGRADECIMIENTOS

*Se agradece a la Universidad Nacional de San Juan y la ANCYT, PICTO- UNSJ-2009-0150-BID, por sus aportes económicos en el desarrollo de este trabajo y Variabilidad Espacial y Temporal del Clima de San Juan- Argentina- y su posible relación con el Cambio Climático Global. Cod. F916. Res. N° 37/11- Cs. CICITCA-UNSJ.*

## BIBLIOGRAFÍA

- ANDERSEN, N. 1974. On the calculation of filter coefficients for Maximum Entropy Spectral Analysis. Geophysics Vol. 39. n° 1.
- BURG. J.P. 1972. The relationship between Maximum Entropy Spectrum and
- Kendall M.G. (1975), Rank Correlation Methods, Charles Griffin, London
- JOHNSEN, S.J. and ANDERSEN N. 1978. On power estimation in for Maximum Entropy Spectral Analysis. Geophysics Vol. 43. n° 4.
- LACOSS, R.T. 1971. Data adaptive spectral analysis methods. Geophysics Vol. 36. n° 4.
- Lelys Guenni, Edgard Degayze, Katuska Alvarado 2008. Análisis de la tendencia y estacionalidad de la precipitación mensual en Venezuela. Revista Colombiana de Estadística. Junio 2008, vol. 31, N°1, pp 41 a 65
- Poblete A. G, Iranzo, Daniela A, 2012. Análisis de los factores de circulación atmosférica regional y cupla océano-atmósfera que generaron el período nival mas seco del siglo XX en los andes centrales de argentina y chile. IX JORNADAS NACIONALES DE GEOGRAFIA FISICA BAHIA BLANCA, 19 al 21 de abril de 2012.
- Poblete A. G, Minetti J, L. Deteccion de cambio de regimen en el derrame anual del río San Juan Vinculados con cambios de larga escala en el clima
- Ramlot, Michel J P. Hacia el Porvenir de la Región Cuyana. Mendoza, Universidad Nacional de Cuyo, 1970.
- RUTLANT, W 1989. Variabilidad Intraestacional e Interanual En Regiones Extratropicales. Curso De Variabilidad Climática Y Su Impacto Ambiental. Departamento de meteorología. UBA. Buenos Aires.
- SIEGEL S. y N. CASTELLAN. 1988. Nonparametric Statistics for the Behavioral
- Sciences. Edit. McGraw-Hill, Inc. Singapore. 399p.
- WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION (WMO). 1966. Climatic Change. Technical Note Nro. 79. Geneve. 264 pgs.