

PROPUESTA DE UN MODELO PARA EXTENDER LA SERIE DE LOS DERRAMES ANUALES DEL RÍO SAN JUAN DESDE 1909 A 1866 BASADO EN LAS PRECIPITACIONES DE SANTIAGO DE CHILE

PROPOSAL OF A MODEL TO EXTEND THE SERIES OF THE ANNUAL SPILLS OF THE SAN JUAN RIVER FROM 1909 TO 1866 BASED ON THE PRECIPITATIONS OF SANTIAGO DE CHILE

Arnobio German POBLETE

Instituto de Geografía Aplicada (IGA).UNSJ
agpoblete@gmail.com

María José VERA

Instituto de Geografía Aplicada (IGA). UNSJ.
mariajosevera42@gmail.com

RESUMEN

Las mediciones sistemáticas de los caudales y derrames del río San Juan, se inician en 1909-10, hecho que limita la aplicación de test en periodos anteriores al citado y de esta manera no poder detectar impactos de cambio climático en su serie (se requieren al menos 100 años de registros).

Para hacer posible lo anterior es necesario retrotraer su serie de manera que cuente con los datos que hagan posible la aplicación de test para detectar cambios significativos en el largo plazo.

Dado que las precipitaciones de Santiago de Chile (PSGO) cuentan con mediciones desde el año 1866, se investiga la relación estadística con los derrames del río San Juan

para evaluar la factibilidad de extender la serie temporal de este, elaborando un modelo matemático.

Debido a la significativa asociación estadística entre el DJUA y el PSGO se construye un modelo no lineal con el método de Levenberg-Marquardt, obteniendo una varianza explicada del 66%; (con el modelo lineal se obtuvo una del 60%), lo que justifica el uso del MNL, con la aplicación del mismo se extiende la serie del DJUA 43 años hacia atrás.

PALABRAS CLAVE: derrames del río San Juan; precipitaciones de Santiago de Chile; modelo no lineal; serie temporal extendida.

ABSTRACT

The systematic measurements of the flows and runoff of the San Juan River began in 1909-10, a fact that limits the application of tests in previous periods to the aforementioned and thus not being able to detect impacts of climate change in its series (the less 100 years of records).

To make this possible, it is necessary to roll back your series in such a way that it has the data that makes it possible to apply the test to detect significant changes in the long term.

Since the rainfall in Santiago de Chile (PSGO) has been measured since 1866, the statistical relationship with the San Juan River runoff is investigated to evaluate the feasibility of extending the time series of this river, elaborating a mathematical model.

Due to the significant statistical association between the DJUA and the PSGO a non-linear model is constructed with the Levenberg-Marquardt method, obtaining an explained variance of 66%; (with the linear model a 60% was obtained), which justifies the use of the MNL, with the application of the same extends the series of the DJUA 43 years backwards.

KEY WORDS: Spills of the San Juan River; Precipitation of Santiago de Chile; Non-linear model; Extended time series.

INTRODUCCIÓN

Las mediciones sistemáticas de los caudales y derrames del río San Juan, el más representativo desde el punto de vista hidroclimático de los Andes Áridos (Masiokas, M.H., et al. 2006; Compagnucci, R.H. Y Vargas, W.M., 1998) se inician en 1909-10, hecho que limita la aplicación de test en su serie en periodos anteriores al citado y con ello poder detectar el impacto de posibles cambios climáticos propiamente

dichos en su variabilidad. Esto se agrava por el hecho de que la cuenca de dicho río, se encuentra emplazada en un ámbito árido que necesita una serie temporal de al menos 100 años para estabilizar su media (Poblete et. al., 2007).

Para cumplimentar lo anterior se debe profundizar en el estudio de la variabilidad interanual de los derrames del río San Juan (DJUA) y su relación con las precipitaciones de Santiago de Chile (PSGO), puesto que este cuenta con mediciones desde el año 1866; se investiga primero la relación estadística entre ambos para evaluar la factibilidad de extender su serie temporal implementando un modelo no lineal (Levenberg, 1944; Marquardt, 1963).

Las precipitaciones de Chile central fueron tratadas por Aceituno y Vidal en 1990, Aceituno, P. y Garreaud, R. en 1995., Poblete et. al. en 2010, 2013, 2015 y 2016 entre otros; encontrando, en la mayoría de los casos, conexiones directas con las temperaturas superficiales del mar (SST) del Pacífico ecuatorial. Sin embargo, no se ha abordado en profundidad la variabilidad interanual de aquellas asociadas a la de las nevadas en los Andes Áridos, teniendo en cuenta la intensidad tanto del evento cálido como la del frío y otros factores atmosféricos y oceánicos, sin cuantificar su real incidencia.

Investigadores como Masiokas (2006), Quintana (2004), postulan que los factores de gran escala conducen la variabilidad interanual observada en otras menores que se manifiestan como cambios rápidos o de alta frecuencia como es el caso de las precipitaciones en la región Central de Chile y Andes adyacentes que, en la mayoría de los mismos, son coherentes con las fases del ENSO (Aceituno et. al., 1992) y factores tales como el anticiclón Pacífico, Oscilación Decadal Pacífica (PDO), Westerlies entre otros.

Los autores en diversos artículos mostraron que los factores y agentes dinámicos que inciden en las precipitaciones de Chile central son los mismos que influyen en los derrames del río San Juan, salvo componentes mesoscálicos (Poblete et. al., 2013).

El principal objetivo de este trabajo es elaborar un modelo que permita extender la serie del DJUA hasta 1866, que posibilite determinar su estructura estadística en el largo plazo y de esa manera aplicar test de cambio climático.

DATOS Y MÉTODOS

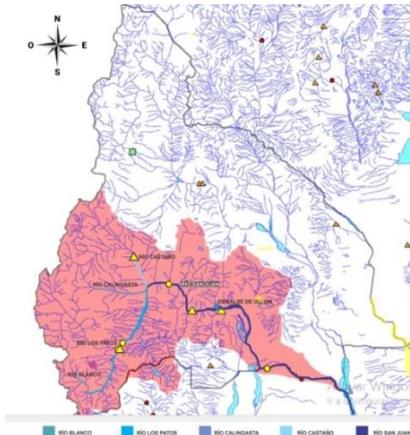
Para valuar las precipitaciones de Chile Central (PSGO), se utilizaron las registradas por la Estación Quinta Normal ubicada en Santiago de Chile (figura 1a y 1b), complementadas por las del Aeropuerto de Pudahuel; aportados ambos por la Dirección Meteorológica de Chile (<http://164.77.222.61/climatologia/>). De las cuales, se considerarán las registradas en abril-septiembre para el periodo 1866-2016 debido a que Chile Central presenta un régimen de precipitaciones invernales (Aceituno, 1992), (Quintana & Aceituno, 2011).

Para estimar las nevadas en los Andes Áridos se utiliza como índice a los derrames del río San Juan (DJUA) en el intervalo 1909-2016, los cuales fueron aportados por el Departamento de Hidráulica de la Provincia de San Juan y la Secretaría de Recursos Hídricos de la Nación (2018), puesto que los autores (Poblete, A. et. al., 2014) demostraron en otros trabajos su eficacia para tal fin, debido a que los registros níveos son insuficientes y/o incompletos en el periodo de estudio.

Figura 1a. Ubicación del área de estudio.
Elaboración propia.



Figura 1b. Ubicación de la Cuenca del río San Juan. Adaptado de Secretaria de recursos Hídricos de la Nación.



Es importante tener en consideración las ubicaciones relativas entre Santiago de Chile y la cuenca imbrífera del río San Juan para situarlos en el contexto de los factores y agentes que influyen en el aporte de agua precipitable y elementos

precipitantes, sabiendo que sus distancias virtuales son mucho mayores que las reales por estar separados por la cordillera de Los Andes.

La metodología básica empleada es la siguiente:

La Variable Estandarizada: mide la desviación de cada dato respecto de la media en unidades de desviación típica.

La nueva variable:

$$z_i = \frac{x_i - \bar{X}}{S} \quad (1)$$

Con z_i la variable estandarizada obtenida de los N valores de x cuya media (\bar{X}) y desviación típica (S), tienen una vez tipificadas, una media =0 ($\bar{Z} = 0$) y desviación típica =1 ($S_z=1$). (Maisei, L. 1973 Otnes, R.K., 1972).

Para verificar la normalidad de esta variable se aplica el test de Kolmogorov-Smirnov que se basa en la diferencia máxima entre la distribución acumulativa de la muestra y la distribución acumulada hipotética. Si el estadístico D es significativo, entonces debería rechazarse la hipótesis de que la distribución respectiva es normal con el siguiente resultado: $D= 0.104$ ($p=0.190$) que como no es significativo tanto para el 5% ($p=0.05$) como para el 1% ($p=0.01$). Se ratifica que la variable analizada tiene una distribución normal (Kisbye, 2010).

Tests de Spearman: empleado para estimar la significación de la tendencia.

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

Dónde:

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

$$t = r_S \sqrt{\frac{N-2}{1-r_S^2}} \quad (3)$$

Se construye el estadístico:

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 α %, en los datos

Change Point (CP):

El análisis Change Point es una nueva herramienta para determinar si ha ocurrido un cambio abrupto en una serie temporal (Taylor, W., 2000a-b).

Sea la serie x_1, x_2, \dots, x_N que representa los N puntos de los datos.

Se estiman las sumas acumulativas:

1. Se calcula el promedio:

$$\bar{X} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_N}{N} \quad (4)$$

2. Siendo la suma acumulativa del cero $S_0 = 0$.

3. Se computan las restantes sumas acumulativas agregando la diferencia entre el valor actual y el promedio de la suma anterior a él, es decir:

$$S_i = S_{i-1} + (x_i - \bar{X}) \quad \text{Para } i = 1, 2, \dots, N. \quad (5)$$

Estas, sumadas deben ser cero para que la suma acumulativa correspondiente también sea cero ($S_N = 0$).

Se necesita determinar un nivel de confianza para lo cual se debe realizar un análisis de “bootstrap; es un método de remuestreo propuesto por Efron, B. (1982). Se utiliza para aproximar una distribución en la muestra de un estadístico además para ajustar

el sesgo o la varianza del mismo, así como para construir intervalos de confianza o realizar contrastes de hipótesis sobre parámetros de interés. En la mayor parte de los casos no pueden obtenerse expresiones cerradas para las aproximaciones bootstrap y por lo tanto es necesario lograr otras remuestras mediante un procedimiento informático.

. Antes de ejecutarlo, se precisa un estimador de la magnitud del cambio, una opción para lograrlo es la llamada "Sdiff" se define como (Taylor, 2000).

$$S_{dif} = S_{\max} - S_{\min} \quad (6) \quad \text{donde}$$

$$S_{\max} = \max_{i=0, \dots, N} (S_i) \quad (6a)$$

$$S_{\min} = \min_{i=0, \dots, N} (S_i) \quad (6b)$$

Donde Smax es la mayor de todas las sumas acumuladas y Smin la menor.

Regresión No Lineal:

Primero se intenta, por razones de practicidad, aplicar un modelo lineal simple (fig. 6) que tiene una varianza explicada del 60%, pero presenta el inconveniente de no cumplir con las exigencias de la normalidad de las variables como se mostrará más adelante. Por lo tanto se decide implementar un modelo no intrínsecamente lineal (MNL), basado en técnicas interactivas (Martínez; Holguin Quiñones, 1993).

Además de las dificultades descritas y considerando que se puede mejorar la varianza explicada se implementa un MNL que, por una parte, es menos exigente respecto de la naturaleza de las variables originales y fundamentalmente puede aumentar la varianza explicada por el lineal simple.

El objetivo de esta herramienta es determinar los parámetros más adecuados para un modelo al minimizar una función de mérito elegida (Levenberg, K. 1944), (Marquardt, D., 1963). El modelo no lineal que se estimará se puede representar por:

$$y = y(x; a_i) \quad (7)$$

Este modelo contiene: La variable dependiente o de respuesta (y), el parámetro a estimar a y la variable predictora x .

La función de mérito se minimiza al realizar la regresión no lineal de la siguiente manera: Se construye el estadístico

$$\chi^2(a) = \sum_{i=1}^N \left\{ \frac{y_i - y(x_i; a)}{\sigma_i} \right\}^2 \quad (8)$$

Dónde:

σ_i : es el error de medición o la desviación estándar del i -ésimo punto de datos

Obteniéndose la solución final mediante iteraciones limitadas por un umbral prefijado (por ejemplo 0,000001).

¿Por qué es este un método más adecuado que la regresión lineal? Es un procedimiento mucho más general (Antti Penttil, 2014). Hay un número muy limitado de modelos que se pueden expresar en forma lineal sin transformar los datos, la regresión no lineal es más precisa, también se puede aplicar a cualquier ecuación que define la variable independiente Y como una función de la/s variable/s independiente/s X y al menos un parámetro.

Criterio de información de Akaike (AIC):

Para elegir un modelo estadístico entre varios, se aplica el criterio de información de Akaike (AIC) que compara la calidad de los mismos. El AIC los evaluará y clasificará de “mejor a peor”, no tendrá en cuenta la calidad absoluta.

El criterio de información de Akaike (AIC) se define como:

$$AIC = -2 (\text{probabilidad de registro}) + 2K (9)$$

Dónde:

K: es el número de parámetros del modelo (el número de variables en el modelo más la intersección).

La probabilidad de registro: es una medida del ajuste del modelo.

Cuanto mayor sea el número de parámetro, mejor será el ajuste. Esto generalmente se obtiene de la evaluación estadística, mediante el método de Máxima Verosimilitud (Akaike, 1974).

d de Willmott:

Un índice más sofisticado para evaluar la performance de un modelo es el llamado Índice de acuerdo (Willmott y Wicks, 1980), cuya fórmula es:

$$d = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (E_i - M_i)^2}{\sum_{i=1}^n (|E_i - \bar{M}| + |M_i - \bar{M}|)^2} \quad (10)$$

Dónde:

E_i = Estimación del Modelo

M_i = Datos medidos.

M = Media de las mediciones.

Con:

$$0 \leq d \leq 1$$

Stöckle et al. (1998), sugieren a $d > 0.95$ para un muy buen modelo, y pobre con valores menores que $d = 0.90$.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Se describen estadísticamente las variables en estudio, para lograr un conocimiento adecuado y preciso que permita un análisis más exacto de su posible asociación y de la misma poder elaborar el modelo buscado.

Figura 2. Precipitaciones de Santiago de Chile con tendencia negativa (rojo), su distribución normal y categorizaciones (tabla 2) en el intervalo 1900-2016.

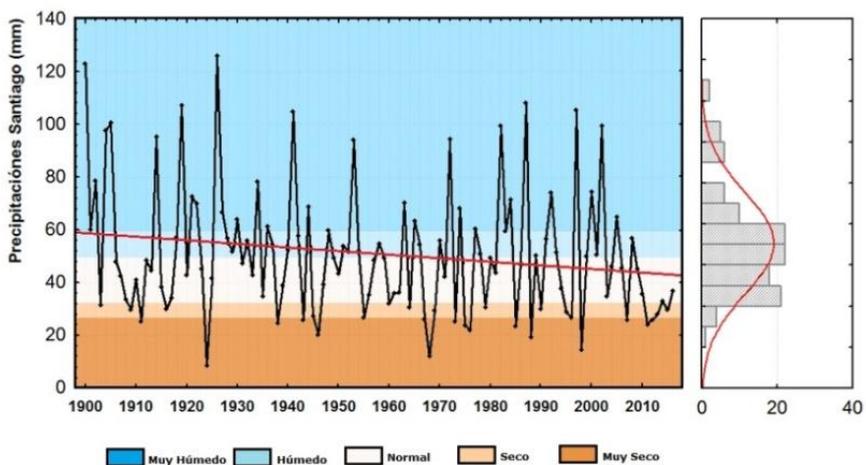


Tabla 1. Estadísticos de las precipitaciones de Santiago de Chile (PSGO).

N°	Media	Mediana	Mínimo	Máximo	1er Cuartil	3er Cuartil	10%	90%	Desv.Estándar
117	48,8	45	8,3	125,6	29,6	57,5	25,3	78	23,7

Tabla 2. Categorías asignadas a las PSGO de acuerdo a sus deciles y cuartiles

Categoría	Estadísticos	Valor Límite
Muy Húmedo	\geq Decil del 90%	78 mm
Húmedo	\geq Tercer Cuartil	57,5 mm
Media	Primer Cuartil $\geq X_m \leq$ Tercer Cuartil	48,8 mm
Seco	\leq Primer Cuartil	29,6 mm
Muy Seco	\leq Decil del 10%	25,3 mm

Aplicando el test de normalidad (figura 2-der-) de Kolmogorov-Smirnov (Samiran et. al., 2001) para ajustar los datos a una distribución normal el estadístico $D= 0.104$ ($p=0.190$) que como no es significativo tanto para el 5% ($p=0.05$) y para el 1% ($p=0.01$); se ratifica que la variable analizada tiene una distribución normal.

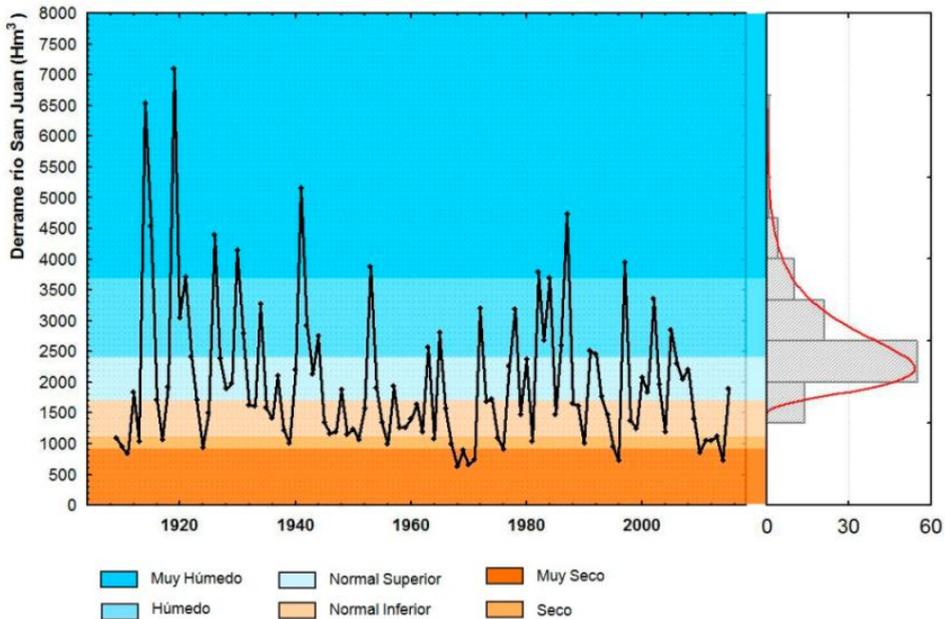
La tabla 1 muestra los estadísticos más relevantes de la serie PSGO, se observa que hay una diferencia mínima entre la media (48.8 mm) y la mediana (45) que refuerza la idea de la normalidad de la serie, con una desviación estándar de 23.7 mm.

La figura 2 muestra la variabilidad interanual de las PSGO con sus respectivas categorías calculadas en la tabla 2, se observa además que tiene una tendencia negativa significativa al 5% ($r_s=-0.24$) y una distribución normal como ya se demostró.

Se aprecia una gran variabilidad que repercute en el considerable “ancho” de la categoría muy húmedo que indica episodios extremos con superávit, a diferencia del muy seco más angosto puesto que los eventos de esta naturaleza tienen menor monto. Estando la mayoría en la categoría normal, es decir que oscilan alrededor de la media.

Del mismo modo que la variable anterior se analiza al índice DJUA para detectar posibles semejanzas y/o diferencias.

Figura 3. Variabilidad Interanual de los derrames del río San Juan, con su distribución Lognormal y niveles de categorización (tabla 3).



La variabilidad interanual del DJUA se muestra en la figura 3, con su distribución lognormal (tenida en cuenta para determinar su valor promedio de 1784,32 Hm3 resultante del 50% de su frecuencia acumulada, en vez de las corrientemente usadas: media aritmética y mediana), tiene tendencia negativa no significativa ($r_s = -0.11$, figura 4) y sus respectivas categorizaciones (tabla 4). Obsérvese que las bandas de las mismas, al igual que las PSGO, tienen diferente amplitud, reflejadas en la distribución citada, de esta manera la más ancha es la “Muy Húmeda” debido a la existencia de eventos con superávit, siguiendo su sesgo derecho, en contraste con la banda “Seco”, que resulta muy angosta.

Tabla 3. Estadísticos de a los derrames anuales del río San Juan (DJUA).

N°	Media	Mediana	Mínimo	Máximo	1er Cuartil	3er Cuartil	10%	90%	Desv. Estándar
108	1997	1656,5	627	7085	1146	2419	944	3711	1179,9

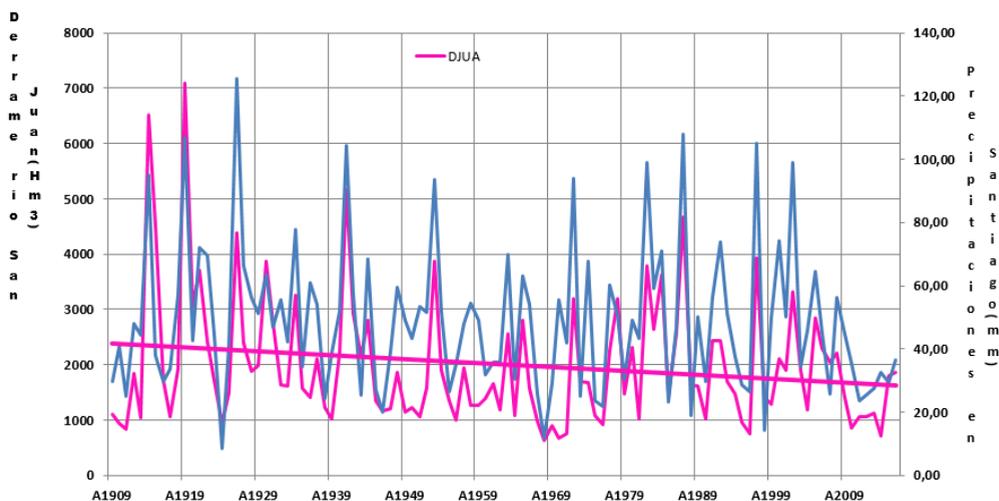
Tabla 4. Categorías asignadas a los derrames anuales del río San Juan (Hm3) de acuerdo a sus deciles y cuartiles.

Categoría	Estadísticos	Valor Límite
Muy Húmedo	\geq Decil del 90%	3711 Hm3
Húmedo	\geq Tercer Cuartil	2419 Hm3
Media	Primer Cuartil $\geq X_m \leq$ Tercer Cuartil	1997 Hm3
Seco	\leq Primer Cuartil	1146 Hm3
Muy Seco	\leq Decil del 10%	944 Hm3

VARIABILIDAD INTERANUAL CONJUNTA

Para revalidar lo encontrado en los análisis de correlación y regresión se analiza la variabilidad interanual conjunta de ambas variables.

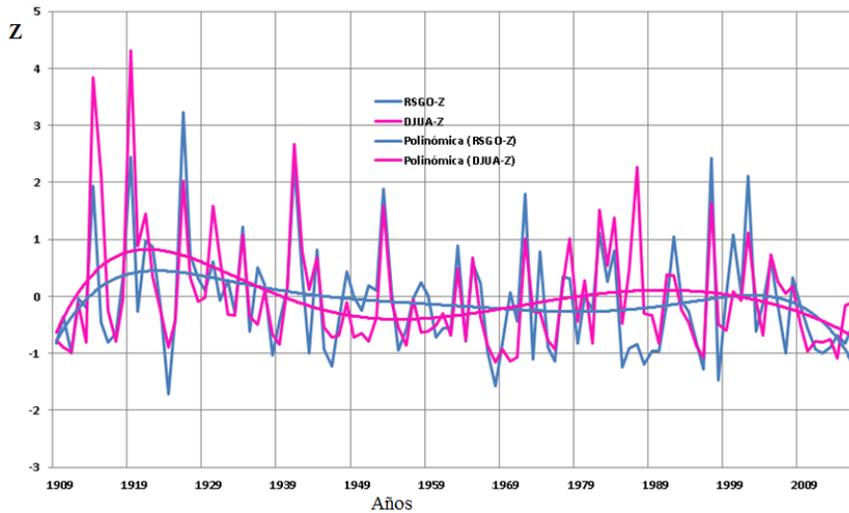
Figura 4. Variabilidad interanual de los derrames del río San Juan (eje izq.) con su tendencia negativa (línea fucsia) y las precipitaciones de Santiago de Chile (eje der.) desde 1909 al 2016.



La variabilidad interanual conjunta de PSGO y DJUA muestra una significativa coherencia especialmente en los de mayor magnitud, corroborando la semejanza entre las respectivas series temporales, es decir que no se observan “cruzamientos” mostrando una aceptable covariación. Sin embargo, en los de menor monto se presentan incoherencias para los años: 1910, 1932, 1950, 1970 y 2014.

Para comparar las fluctuaciones a largo plazo de ambos se estandarizan las variables (figura 5) y se realiza un ajuste Low Pass haciendo uso del análisis armónico de Fourier (Katznelson, 1976) eligiendo el que explica la mayor cantidad de varianza. Se observa que tienen fluctuaciones lentas semejantes en especial a principios del siglo XX (ambas crecen) y al final de las series (ambas decrecen), sin embargo en el intervalo 1941-1973, el DJUA tiene un decrecimiento mayor que las PSGO.

Figura 5. Variabilidad interanual de los derrames del río San Juan y las precipitaciones de Santiago de Chile estandarizados (Z) en el periodo 1909-2018 y sus fluctuaciones en baja frecuencia.



PROPUESTA DE UN MODELO QUE ESTIME LOS DJUA EN FUNCIÓN DE LOS PSGO:

Habiendo demostrado una significativa asociación estadística entre el DJUA y el PSGO se busca un modelo que permita estimar el primero con el objeto de retrotraer su serie hasta 1866, para construirlo se utiliza el método no lineal de Levenberg-Marquardt.

Se muestran los modelos elaborados para elegir el mejor con el criterio de Akaike:

Figura 6. Regresión Lineal entre las precipitaciones de Santiago de Chile (PPSGO) y los derrames anuales del río San Juan (DJUA).

Regresión Lineal:

$$y = 29,72x + 54,82 \quad (11)$$

Akaike IC= 5,84

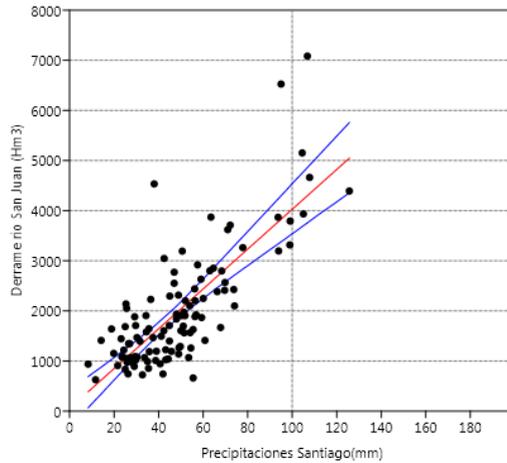


Figura 7. Regresión entre las PPSGO (mm) y DJUA (Hm3) aplicando Akaike Power.

Power:

$$y=1,028x1,756+904,4 \quad (12)$$

Akaike IC= 5,428

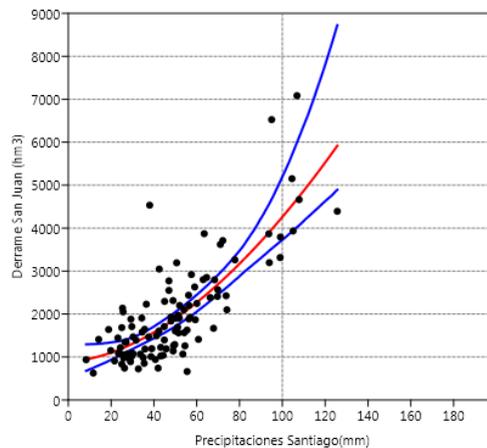
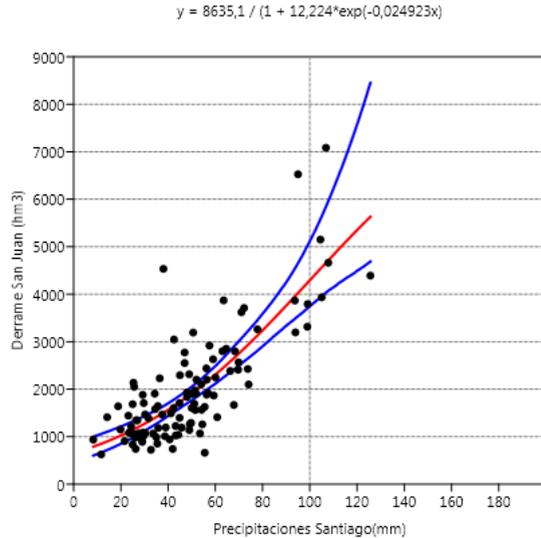


Figura 8. Regresión entre las PPSGO (mm) y DJUA (Hm3) aplicando Akaike Logística.

Logística:

$$y = \frac{a}{1+be^{cx}} \quad (13)$$

Akaike IC= 5,39

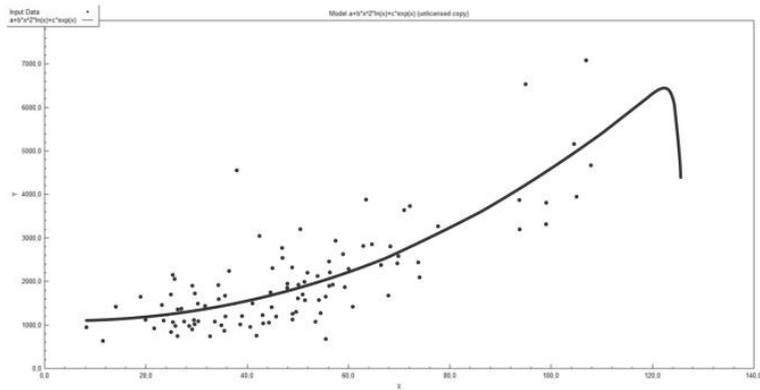


Hill:

$$DJUA = 1095.7817 + 0.0756 * RSGO^{2 * LN(RSGO)} - 6.5544E - 52 * EXP(RSGO)$$

Figura 9. Regresión entre las PPSGO (mm) y DJUA (Hm3) aplicando Akaike

Akaike
IC= 4,22



En la figura. 9 se observa la escasa dispersión de los datos respecto de la línea de ajuste compatible con el alto porcentaje de varianza que explica (66%), mientras que por ejemplo en el modelo lineal su varianza explicada es del 60%.

Para confirmar la inexistencia de autocorrelación de los residuos se aplica el test de Durbin-Watson:

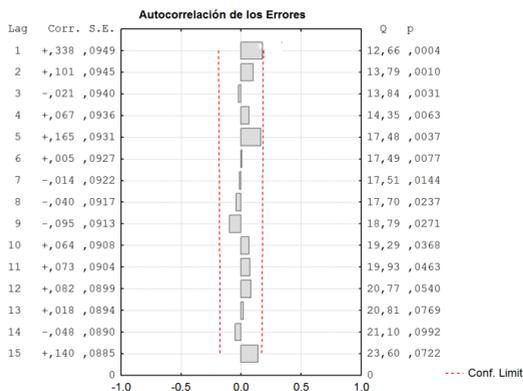
$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e^2} \quad (15)$$

Con e_t =Residuos del modelo

Los límites inferior d_1 y superior d_s que se muestran en la tabla 5 se obtienen de las tablas correspondientes de acuerdo a los grados de libertad (Durbin, J. y Watson, G.; 1951).

En la tabla 5 se verifica dónde se sitúa el “d” calculado por (15) y se determina si existe autocorrelación de los residuos o no.

Figura 10. Autocorrelación de los residuos.



Parámetros de Durbin Watson		
	Nivel de Confianza del 1%:	Nivel de Confianza del 5%:
Autocorrelación Negativa	4	4
Zona de Duda: 4-di	4-1,52=2,48 4-1,56=2,44	4-1,65=2,35 4-1,69=2,31
4-ds		
Ausencia de Correlación	2	2
Límite Superior Directo	1,56	1,69
Límite inferior Directo	1,52	1,65
Autocorrelación de 1er Orden	0	0

Tabla 5. Delimitación de las zonas de estadístico Durbin-Watson.

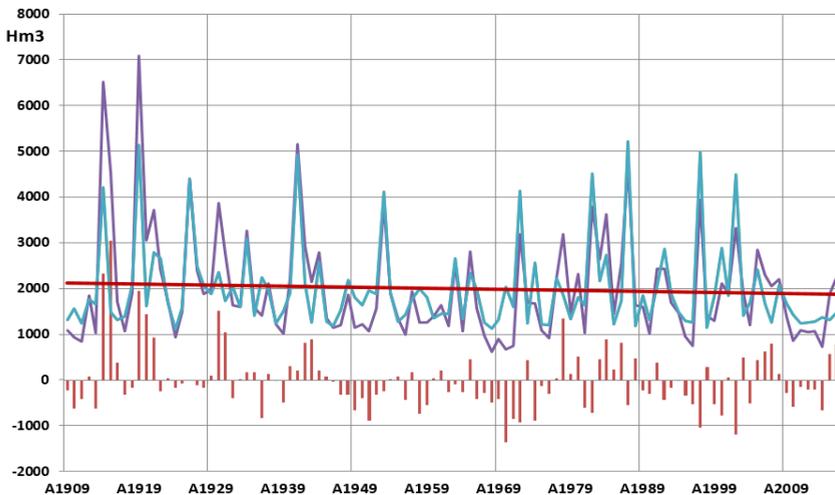
Como el $d = 1,71$ se verifica que está cercano al límite superior directo quedando solo 0,29 para alcanzar el 2, por lo que se lo considera en la zona de duda.

Tabla 6. Estadísticos de ajuste del modelo (14).

Coefficiente de Determinación Múltiple (R^2)	0,66
Proporción de Varianza Explicada	66,04%
Coefficiente de Determinación Ajustado (R_a^2)	0,65
Índice de Acuerdo de Willmott = d	0.90
Estadístico de Durbin-Watson	1,71

Para confirmar lo anterior se realiza una contrastación gráfica del modelo con los datos originales (figura 10) en la que se observa una marcada coherencia en la variabilidad interanual, sin embargo existen algunas diferencias menores en los montos.

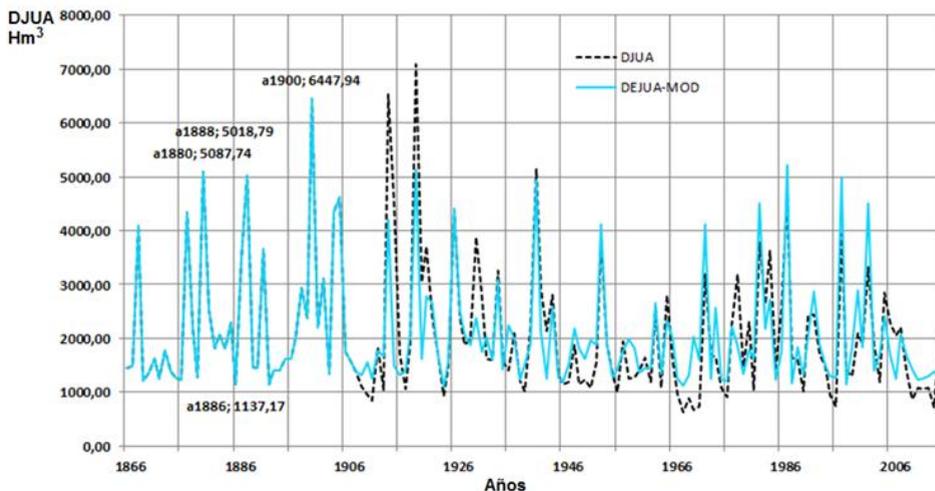
Figura 11. Contrastación del modelo (celeste) con los datos originales del DJUA (morado) y diferencias (barras rojas).



Para confirmar lo anterior se realiza una contrastación gráfica del modelo con los datos originales (figura 11) en la que se observa una marcada coherencia en la variabilidad interanual, sin embargo existen algunas diferencias menores en los montos.

ESTIMACIÓN DE LA EXTENSIÓN DEL MODELO HASTA 1866

Figura 12. Reconstrucción de los derrames del río San Juan con la aplicación del modelo (14) en el periodo 1866-2016 (celeste) y sus datos originales (negro punteado).



La figura 12 muestra la realización del modelo expresado en la ecuación (14) con la reconstrucción buscada desde 1866 a 1908 (43 años), logrando el principal objetivo de este trabajo de extender la serie del DJUA a 150 años, pudiendo de esta manera aplicar test compatibles con estudios de cambio climático, que como se dijo, se requieren al menos 100 años (Caussinus, 2004; Zhang, 2006).

Obtenida la serie larga, se aplican test que detectan cambios abruptos para valuar la estructura de la variabilidad de los DJUA.

En la figura 13 se observa el resultado de la aplicación del método CP al DJUA reconstruidos, verificando que hubo un periodo húmedo que se extendió desde fines del siglo XIX hasta mediados de la década del 40, explicando la prosperidad de la actividad agropecuaria de los departamentos Jáchal e Iglesia que luego sufrieron una marcada disminución de la misma (Diario Móvil. 2018; Revista de la Universidad Nacional de San Juan, 2004), siguiéndole un periodo seco hasta 1976, continuando hasta la actualidad con una moderada recuperación, debida quizás a la presencia de

los “Niños” 1982-83-1987-1997 y 2015, que sin embargo no alcanzó a la magnitud que tuvo el primer periodo húmedo.

Figura 13. Análisis de puntos de cambio en los derrames del río San Juan reconstruido.

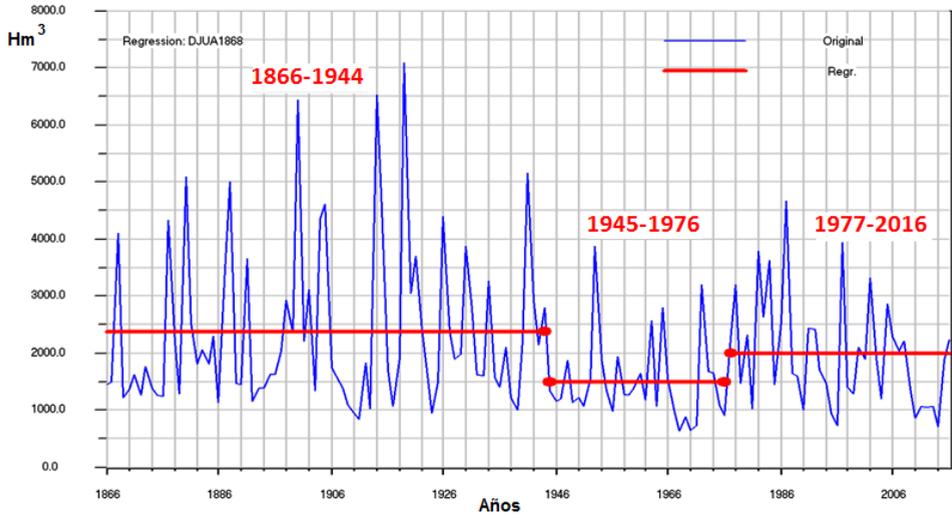


Tabla 7. Cambios significativos según su nivel de confianza en los puntos de cambio del río San Juan extendido.

Año	Valor Límite
1866-1944	2370.8 Hm3
1945-1976	1493.8 Hm3
1977-2016	1992.3 Hm3

CONCLUSIONES

La variabilidad interanual del DJUA se ajusta a una distribución lognormal con tendencia negativa no significativa ($r_s = -0.11$). Las bandas asociadas a sus categorías, al igual que las PSGO, tienen diferente amplitud, siendo la más ancha la “Muy Húmeda”, acode con el sesgo derecho de aquélla, en contraste con la categoría “Seco” que resulta muy angosta.

La regresión lineal entre las variables analizadas muestra una marcada aglutinación en derrames y precipitaciones relativamente bajos, de esta manera los causantes de la dispersión son los extremos entre los que se destacan para PSGO: 1926, 1987 y 1997; y el DJUA: 1914, 1915 y 1919.

La variabilidad interanual conjunta de PSGO y DJUA muestra una significativa coherencia especialmente en los de mayor magnitud sin embargo en los de menor monto se presentan incoherencias para los años: 1910, 1932, 1950, 1970 y 2014.

Debido a la significativa asociación estadística entre el DJUA y el PSGO ($r = 0,78$) y teniendo en cuenta el criterio AIC de Akaike, se selecciona un modelo no lineal con el método de Levenberg-Marquardt, obteniendo una varianza explicada del 66%; mientras que el modelo lineal presentó una del 60%, confirmado por un d (Willmott) = 0,90 que rubrica el uso del MNL. De esta manera, con su aplicación, se extiende la serie del DJUA 43 años hacia atrás.

Con la serie retrotraída se le aplica el test CP para identificar cambios abruptos en la estructura de la variabilidad de los DJUA. Y de esta manera conocer el ritmo de su decrecimiento que se verifica hasta la actualidad.

Como resultado, se comprobó que hubo un periodo húmedo extendido desde 1866 hasta mediados de la década del 40, explicando la prosperidad en ese periodo de la actividad agropecuaria de los departamentos Jáchal e Iglesia sufriendo estos, una marcada disminución de la misma, siguiéndole un periodo seco hasta 1976, que continua hasta la actualidad con una moderada recuperación, debida quizás a la presencia de los “Niños” 1982-83-1987-1997 y 2015, que sin embargo no alcanzó la magnitud que tuvo la primer etapa húmeda.

AGRADECIMIENTOS:

Se agradece a la Universidad Nacional de San Juan, por sus aportes económicos en el desarrollo de este trabajo y “Análisis Estadístico-Dinámico de los Eventos Extremos Térmicos, Hídricos, Eólicos y Extemporáneos de la Región de Cuyo en el Escenario del Cambio Climático Global”.-CS-UNSJ. Res. 1531-R-16/CS-UNSJ.

BIBLIOGRAFÍA:

ACEITUNO, P. Y VIDAL, F. 1990. Variabilidad interanual en el caudal de ríos andinos en Chile Central en relación con la temperatura de la superficie del mar en el Pacífico Central. *Revista de la Sociedad Ingeniería Hidráulica* 5:1, n.p.

ACEITUNO, P.; FUENZALIDA, H. and ROSENBLUTH, B. 1992. Climate along the extratropical West coast of South America, in H. A. Mooney; B. Kronberg and E. R. Fuentes (eds.): *Earth Systems responses to global change*. Michigan, Academic Press, pp. 61-69.

ACEITUNO, P. 1992. Anomalías de precipitación en Chile central relacionadas con la Oscilación del Sur. P. 1-6 en *Extended Abstract: Paleo-ENSO Records International simposium, Lima-Perú, 4-7 Marzo de 1992*, 333p.

ACEITUNO, P. Y GARREAUD, R., 1995. Impactos de los fenómenos El Niño y La Niña sobre regímenes fluviométricos andinos. *Rev. Soc. Chilena Ing. Hidráulica*, vol. 10(2), pp. 33-43.

AKAIKE, H. 1974. A new look at the statistical model identification. *IEEE. Transactions On Automatic Control*, 19,716-723.

ANTTI PENTTIL. 2014. *Linear and nonlinear models*. Department of Physics University of Helsinki. Exactum summer school.

CAUSSINUS, H. and MESTRE, O. (2004). Detection and correction of artificial shifts in climate series. *Applied Statistics*, 53, 405-425.

COMPAGNUCCI, R.H. Y VARGAS, W.M., 1998. Interannual variability of Cuyo Rivers Streamflow in Argentinean Andean Mountains and ENSO events. *International Journal of Climatology*, vol.18, pp. 1593-1609.

DIARIO MÓVIL. 2018. Jáchal, el pueblo de los molinos harineros.

Recuperado de: <https://www.diariomovil.info/2018/04/22/jachal-el-pueblo-de-los-molinos-harineros/>

DURBIN, J. y WATSON, G.S. 1951. Testing for serial correlation in least squares regression II. *Biometrika*, 38(1/2) p. 159-177. doi:10.1093/biomet/38.1-2.159.

EFRON BRADLEY, E. and TIBSHIRANI, R. 1982, *An introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall, New York.

KILADIS, G. N. and DIAZ, H. F. 1989: Global Climatic Anomalies Associated with Extremes in the Southern Oscillation. *J. of Climate* 2, 1069-1089.

KATZNELSON Y. 1976. An introduction to harmonic analysis. Dover Publications Inc., New York, corrected edition.

KISBYE P. 2010. Test de Kolmogorov-Smirnov. FaMAF.

LEVENBERG, K. (1944). A Method for the Solution of Certain Non-Linear Problems in Least Squares. *The Quarterly of Applied Mathematics* 2: 164–168.

MAISEL, L. 1973. Probabilidad y Estadística. Fondo educativo interamericano. México.

MASIOKAS, M. H.; VILLALBA, R.; LUCKMAN, B. H.; LE QUESNE, C.; 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 VOLUME 19*; 19:6334-6352. American Meteorological Society. New York.

MARTÍNEZ L. H.; HOLGUIN QUIÑONES F. 1993. Estadística: Elementos De Muestreo Y Correlación, Editorial Diana, México; Pág. 480 A 485.

MARQUARDT, D. (1963). An Algorithm for Least-Squares Estimation of Nonlinear Parameters. *SIAM Journal on Applied Mathematics* 11: 431–441.

POBLETE, A. G. MINETTI J. L. y VARGAS W. M. 2007. Detección de Cambio de Régimen en el Derrame Anual del río San Juan asociado con Cambios de larga escala en el Clima. Enviado para publicar en la revista Meteorológica de Brasil.

POBLETE, A.G., NOVOA JEREZ, E. 2010. Reconstrucción de Caudales Anuales del río Maipo (Chile) basada en las Descargas Anuales del río San Juan (Argentina). *Revista de Geografía Norte Grande*. Instituto de Geografía de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Santiago. Chile.

POBLETE, A.G., MINETTI, J.L. 2010. Detección de Cambio de Régimen en el Derrame Anual del río San Juan. *Revista del Departamento de Geografía. U.N. Tucumán. San Miguel de Tucumán. ISSN 0328-5359.*

POBLETE A., MINETTI, J. 2013. Variabilidad del Clima Asociado con la Precipitación y Caudales de ríos en Los Andes Centrales –Sudamérica-. *Revista de Geográfica*. Instituto Panamericano de Geografía e Historia. Nro. 154. –Julio-diciembre de 2013- ISSN 0031-0581. México.

POBLETE, A. G., MINETTI, J. L. & AGUIAR, L. A. 2014. Distribución espacial del recurso hídrico superficial de la provincia de San Juan. *Revista de Geografía de la Universidad Nacional de San Juan, XVII (18), 29-41.*

POBLETE, A, G., MINETTI, J. L. 2015. Identificación de Ondas Coherentes entre las Nevadas en Los Andes Áridos de Argentina-Chile y los Principales Factores Climáticos que las Condicionan. - *Revista de Geofísica Vol.. I.P.G.H- OEA..- ISSN: 0252-9769. México.*

POBLETE, A, G. 2015. Agroclimatología de los valles de Tulúm y Ullúm-Zonda de la provincia de San Juan – Argentina-. *Rev de Geografía UNSJ- ISSN 1514-1942- Vol. 20- Nº 20. San Juan. Argentina.*

POBLETE, A. G., AGUIAR, L. A. 2015. Relación Entre los Factores de Circulación Atmosférica Regional y de la Cupla Océano-Atmósfera con los Derrames Extremos de los Ríos San Juan Y Mendoza. Revista de Geografía UNC. Boletín de Estudios Geográficos Instituto de Geografía Facultad de Filosofía y Letras Universidad Nacional de Cuyo. ISSN 0374-6186. ISSN-L 0374-6186.

POBLETE, A. G. PÉREZ M. del V. 2015. Disponibilidad Del Recurso Hídrico Como Base De Cualquier Ordenamiento Territorial En Los Oasis Cuyanos. Jornadas de Ordenamiento Territorial. PRODEA. San Juan. Argentina.

POBLETE, A., HRYCIW, M. C. 2016. Variabilidad interanual del recurso hídrico de los oasis de la provincia de San Juan dependientes de ríos con régimen nival. Meridiano - Revista de Geografía ISSN 2314-1506. Centro de Estudios Alexander von Humboldt. Buenos Aires.

QUINTANA, J. M., 2004; Factors affecting Central Chile rainfall variations at interdecadal scales (in Spanish). M.S. thesis, Departamento de Geofísica, Universidad de Chile, 88 pp.

QUINTANA, J. M. & ACEITUNO, P. 2011. Changes in the rainfall regime along the extratropical west coast of South América (Chile): 30-43º S. *Atmósfera* 25, 1-22.

Revista de la Universidad Nacional de San Juan. 2004. Una rueda que produce cultura. Número 10. Noviembre. Recuperado de: http://www.revista.unsj.edu.ar/revista10/molinos_sardina.htm

TAYLOR, W. 2000a, Change-Point Analyzer 2.0 shareware program, Taylor Enterprises, Libertyville, Illinois. Web: <http://www.variation.com/cpa>.

SAMIRAN DAS, N. M.; SIMONOVIC, S. P. 2001. The Comparison of GEV, Log-Pearson Type 3 and Gumbel Distributions in the Upper Thames River Watershed under Global Climate Models. Department of Civil and Environmental Engineering The University of Western Ontario. Canadá.

TAYLOR, Wayne (2000b), A Pattern Test for Distinguishing Between Autoregressive and Mean-Shift Data, submitted to Journal of Quality Technologies.

WILLMOTT, C.J.; WICKS, D.E. 1980 An Empirical Method for the Spatial Interpolation of Monthly Precipitation Within California. *Physical Geography*, 1, 59-73.

ZHANG, X., ZWIERS, F. W. and STOTT, P. 2006. Multi-model multisignal climate change detection at regional scale. *Journal of Climate*, 19(17), 4294-4307.

LOS AUTORES

Poblete, Arnobio German. Doctor en Geografía, Especialidad: Climatología. (U.N.T), Prof. en Enseñanza Media y Superior en Matemática. (U.N.S.J.). Prof. en Enseñanza Media y Superior en Geografía. (U.N.S.J.), Director del Instituto de Geografía Aplicada. FFHA-UNSJ. Director de la Revista de Geografía. (UNSJ) ISSN: 1414-1942. Dirige el programa: "Climatología De La Provincia De San Juan", UNSJ. Es árbitro de

diversas revistas científicas y ha sido jurado en concursos universitarios. Actualmente, es Profesor Titular Exclusivo Efectivo (Obtenido por concurso público) Res.: 01/02-FFHA. Estadística II con extensión a: Climatología (Geografía de los Sistemas Naturales I). Hidroclimatología de San Juan (2009). Departamento. de Geografía. FFHA. UNSJ Profesor de Posgrado: Estadística Avanzada (2017). Hidroclimatología de Los Andes Áridos (2018), Doctorado en Geografía. FFHA-UNSJ (2019): Cátedras: Hidroclimatología y Estadística Avanzada. Maestría en Historia. FFHA-UNSJ (2019): Cátedra: El Impacto del Clima en la Historia.

Maria José Vera es Profesora de Geografía por la Universidad Nacional de San Juan. Es miembro del programa Climatología de la provincia de San Juan, Proyecto: “Análisis Estadístico-Dinámico De Los Eventos Extremos Térmicos, Hídricos, Eólicos Y Extemporáneos De La Región De Cuyo En El Escenario Del Cambio Climático Global.”. Res. 1531-R-16/CS-UNSJ del Instituto de Geografía Aplicada (IGA).

Además, se desempeña como Ayudante de Primera Dedicación Simple en la Cátedra Climatología del Profesorado y Licenciatura de Geografía de la Universidad nacional de San Juan.

Sus publicaciones en revistas nacionales y extranjeras se han inscripto en la línea de estudios de Climatología Dinámica.