

No estacionariedad y estimación bivariada: evaluación en los parámetros de diseño.

Micaela Suriano⁽¹⁾ y *Rafael Seoane*⁽²⁾

⁽¹⁾ Instituto Nacional del Agua (INA)

⁽²⁾ INA - Facultad de Ingeniería de la Universidad de Buenos Aires (FIUBA) - Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET)

E-mail: msuriano@ina.gob.ar

RESUMEN: En este trabajo se aplican metodologías estadísticas de detección de cambios en series de máximos, asociadas con un estudio del período de retorno bivariado basado en la relación entre caudal y volumen, y se evalúa su impacto en el diseño de embalses. Se utilizan dos pruebas no paramétricas para el análisis de la condición de no estacionariedad. La prueba de Pettitt se usa para estudiar los puntos de cambio en la media, y la prueba de Mann Kendall para la detección de tendencias. Luego con la prueba de razón de verosimilitud se evalúa la hipótesis de que la serie total no puede ser representada por un único modelo.

Se implementa un análisis bivariado de crecidas que considera la correlación entre los caudales máximos anuales y sus respectivos volúmenes. A partir del método Montecarlo se realiza una generación sintética para obtener el período de retorno asociado a un cierto nivel en el embalse, el cual es generado por más de un punto, formando una curva en el espacio caudal-volumen. Los métodos y algoritmos fueron aplicados a la serie de caudales medios diarios máximos anuales observada en el río Bermejo, en la estación Pozo Sarmiento, con un registro desde el año 1940 hasta el 2011. La prueba Pettitt identificó un punto de cambio en el año 1970 y la serie completa presentó una tendencia significativa para un nivel de significación de 5%. La serie de caudales medios diarios máximos anuales resulta de particular interés por coincidir con el emplazamiento del proyecto hidroeléctrico denominado: “Zanja del Tigre”.

INTRODUCCIÓN

En numerosos trabajos científicos se estudian los efectos que la presencia de no estacionariedad en las series temporales tiene sobre las estimaciones de las variables hidrológicas utilizadas en Ingeniería. Este nuevo entorno, que se define a partir del cambio climático global, implica una dificultad en sostener la hipótesis subyacente.

En este contexto se puede señalar que: “para asegurar una adaptación exitosa en la agricultura, en la generación de energía y en otros usos del agua, es importante saber cuáles serán las condiciones climáticas de las próximas décadas. Dada la importancia que el sector energético y el agropecuario revisten en la economía argentina, no es exagerado decir que estas condiciones climáticas deben ser consideradas en cualquier proyección o planificación socioeconómica para las próximas décadas.” (2da Comunicación

Nacional de la República Argentina a la Convención Marco de las Naciones Unidas sobre Cambio Climático, 2007, p 115).

En Hidrología el estudio de las crecidas ha evolucionado hacia la aplicación de una función de densidad de probabilidades multivariada del caudal, el volumen y la duración del evento. Tradicionalmente se realizaba con un análisis probabilístico del caudal máximo diario.

En este trabajo se realiza un análisis de la no estacionariedad, a partir de la detección de un punto de cambio en la media y la identificación de tendencias, y luego se implementa un análisis bivariado del caudal y el volumen de las crecidas para obtener el período de retorno asociado un determinado nivel en el embalse.

REVISIÓN DE ANTECEDENTES

Kundzewicz y Robson (2004) realizaron una completa revisión en la metodología para detección de cambios en las series hidrológicas. Señalan la importancia en la interpretación de los datos, de los resultados, y también el uso de pruebas no paramétricas, que no asumen una forma de la distribución subyacente.

Longobardi y Villani (2009) estudiaron el análisis de series de lluvia para el sur de Italia para detectar tendencias y evaluar su significado. Se utilizó la prueba no paramétrica de Mann-Kendall. Se detectaron tendencias severas en los últimos treinta años para al menos el 97% de las estaciones de la base de datos.

Salarijazi et al. (2012) analizaron la serie de caudales máximos, mínimos y medios anuales, en la cuenca del río Karun en Irán. Se aplicó la prueba Pettitt para identificar puntos de cambio y luego la prueba de Mann Kendall para detectar tendencias.

Mediero et al. (2010) estudiaron los parámetros de diseño de tres embalses en España realizando un análisis bivariado sobre las variables caudal y volumen, el cual tiene como objetivo determinar el período de retorno para un nivel en el embalse. La metodología muestra que no hay un único hidrograma sino una curva en el espacio caudal-volumen. Este procedimiento tiene como ventaja que no exige que las funciones marginales tengan la misma función de densidad de probabilidad.

Requena et al. (2013) continuaron la misma línea de investigación que en Mediero et al. (2010), con un estudio que utilizó un modelo de cópula bivariado para obtener la distribución conjunta del caudal y el volumen, con el fin de conocer la probabilidad de ocurrencia de un hidrograma de entrada. El período de retorno propuesto puede ser útil en el diseño de presas, ya que mejora la estimación proporcionada por los períodos de retorno basados en eventos de inundación, teniendo en cuenta las características de la presa, la cual ejerce una influencia significativa sobre el riesgo de los daños por desborde.

METODOLOGÍA

En este párrafo se presentan las pruebas no paramétricas seleccionadas para evaluar la hipótesis de no estacionariedad y luego las diferentes etapas que describen el estudio bivariado.

Detección de puntos de cambio

La prueba no paramétrica de Pettitt se aplica para encontrar un punto de cambio en la media desconocido considerando una secuencia de variables aleatorias x_1, x_2, \dots, x_T , que tienen un punto de cambio en τ . Como resultado, $(x_1, x_2, \dots, x_\tau)$ tienen una misma distribución $F_1(\cdot)$, pero $(x_{\tau+1}, x_{\tau+2}, \dots, x_T)$ están idénticamente distribuidos como $F_2(\cdot)$, siendo $F_1(\cdot) \neq F_2(\cdot)$. La hipótesis nula H_0 : no hay cambio ($\tau=T$), se prueba frente a la hipótesis alternativa H_1 : hay cambio ($1 \leq \tau < T$), usando el estadístico no paramétrico $K_T = \max|U_{t,T}| = \max(K_{T+}, K_{T-})$ donde:

$$U_{t,T} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=t+1}^T \text{sgn}(x_i - x_j) \quad (1)$$

$$\text{sgn}(\theta) = \begin{cases} 1 & \text{si } \theta > 0 \\ 0 & \text{si } \theta = 0 \\ -1 & \text{si } \theta < 0 \end{cases} \quad (2)$$

$K_{T+} = \max U_{t,T}$ de desplazamiento positivo y $K_{T-} = -\min U_{t,T}$ de desplazamiento negativo. El nivel de confianza asociado con K_{T+} o K_{T-} se determina aproximadamente por:

$$\rho = \exp\left(\frac{-6 \cdot K_T^3}{T^3 + T^2}\right) \quad (3)$$

Cuando ρ es menor que el nivel de confianza especificado se rechaza la hipótesis nula H_0 . La probabilidad de significación aproximadamente para un punto de cambio se define como: $P = 1 - \rho$.

Para un mejor análisis, se introduce la idea que para $1 \leq t \leq T$, existe la serie $U(t) = |U_t|$. Por lo tanto:

$$P(t) = 1 - \exp\left(\frac{-6 \cdot U(t)^3}{T^3 + T^2}\right) \quad (4)$$

que define una serie de probabilidades de significación para cada año; Kiely (1998).

Si existe un punto de cambio, la serie inicial se segmenta a partir de la ubicación del mismo en dos subseries.

Análisis de la presencia de tendencias

Con el fin de investigar la presencia de una tendencia en una serie de tiempo, se utiliza la prueba no paramétrica de Mann- Kendall (MK). Es una prueba no paramétrica, ya que no asume la hipótesis que la muestra presente una función de densidad en particular. Como antecedente, se puede señalar que ha sido recomendada por la Organización Meteorológica Mundial para su aplicación en series de variables meteorológicas e hidrológicas.

El estadístico de la prueba de MK es:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sign}(x_j - x_i) \quad (5)$$

donde: x_i y x_j son los valores de datos secuenciales, n es el número de los datos registrados. Bajo la hipótesis nula, H_0 : no hay tendencia, y que los datos son independientes e idénticamente distribuidos con media cero, la varianza de S se calcula como:

$$\sigma^2 = \frac{n * (n - 1) * (2n + 5)}{18} \quad (6)$$

La distribución Normal estándar se utiliza para la prueba de hipótesis, y se presenta aquí al estadístico Z :

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sigma} & \text{si } S > 0 \\ 0 & \text{si } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sigma} & \text{si } S < 0 \end{cases} \quad (7)$$

La hipótesis nula H_0 : no hay una tendencia en el conjunto de datos, será rechazada si el estadístico estimado Z es mayor que el valor crítico obtenido de la tabla de distribución Normal estándar correspondiente al nivel de significación establecido con anterioridad. El valor positivo de Z indica una tendencia creciente y el valor negativo una decreciente.

Hamed y Rao (1998) señalaron que cuando se aplican pruebas para la detección de tendencias en variables hidrometeorológicas, puede ocurrir que no se verifique la hipótesis de independencia por la presencia de autocorrelaciones significativas en la serie temporal. Esto aumenta la probabilidad de detectar tendencias cuando estas realmente no existen, lo que significaría que la probabilidad de cometer el error de rechazar H_0 cuando esta es cierta sería mayor que el nivel α establecido.

Se resuelve el problema con una modificación de la prueba basada en la corrección de la varianza del estadístico S . Por lo tanto resulta necesario estudiar para cada serie temporal la existencia o no de autocorrelación.

Identificación del volumen y separación del caudal base

El análisis bivariado entre el caudal y el volumen implica identificar el volumen asociado a dicho caudal, para eso es necesario hacer una separación entre el caudal base y el caudal directo, para poder identificar la duración de la crecida y su volumen.

A partir de seleccionar la crecida máxima anual se realiza la separación entre caudal directo y base, utilizando un algoritmo de separación, propuesto por Sloto y Crouse (1996).

El mismo se basa en la ecuación:

$$N = A^{0.2} \quad (8)$$

donde N es el número de días luego de que haya finalizado la escorrentía superficial, y A es el área de drenaje en millas cuadradas (Linsley *et. al.*, 1982, citado por Sloto y Crouse, 1996).

En los casos donde el algoritmo no definía resultados consistentes, se realizó la separación a partir del método de flujo base fijo, el cual supone que la escorrentía superficial termina en un tiempo fijo N después del máximo valor del hidrograma. (Chow, 1994, p. 138).

Funciones de densidad de probabilidades marginales de Q y de V

El método de Máxima Verosimilitud (MV) se aplica para estimar los parámetros de cuatro funciones de densidad de probabilidades: Gamma, Log Normal II, Weibull y Generalizada de Valores Extremos (GEV).

Criterios de selección de funciones de extremos

Los métodos aplicados son, el AIC (Akaike Information Criterion) y el BIC (Bayesian Information Criterion). El primero, considera la bondad del ajuste y la parsimonia del modelo. Se deben seleccionar los modelos que lo minimicen. Este criterio penaliza los modelos más complejos, aquellos con parámetros adicionales. La fórmula para AIC incluye el logaritmo de la verosimilitud optimizado (log L) y una valoración por la complejidad (al tener en cuenta el número de parámetros). La expresión es:

$$\text{AIC} = -2 * (\log L) + 2 * (\text{núm Parámetros}) \quad (9)$$

El BIC también utiliza el valor óptimo de la función logaritmo de la verosimilitud y penaliza los modelos más complejos. La penalización que aplica BIC además es una función del tamaño de la muestra, y así es en general más estricto que el anterior.

$$\text{BIC} = -2 * (\log L) + (\text{núm Parámetros}) * \log(\text{núm Observaciones}) \quad (10)$$

Prueba de razón de verosimilitud

Una vez definida la función de densidad de probabilidad que mejor ajusta a los caudales máximos anuales, se aplica la prueba de verosimilitud que permite estudiar la presencia de diferentes modelos. Con una prueba paramétrica y establecido un posible punto de cambio, se evalúa la hipótesis de estacionariedad.

Siendo t_0 el comienzo de la serie, t_f el final de la serie, y T el punto de cambio:

$$\Lambda = 2 * \ln \left\{ \left[\sum_{t_0}^T L(\alpha_0, \beta_0, N_1) + \sum_{T+1}^{t_f} L(\alpha_1, \beta_1, N_1) \right] \sum_{t_0}^{t_f} L(\alpha_0, \beta_0, N_1) \right\} \quad (11)$$

Se supone una distribución de dos parámetros, α y β . Denotando con subíndice 0 a un modelo único, y a 1 y 2 a los dos modelos.

Se define la hipótesis nula H_0 : existe un único modelo para todo el periodo (los parámetros de los modelos son los mismos). La hipótesis alternativa H_1 : no existe un único modelo para representar todo el periodo.

Modelo de regresión lineal

Se ajusta un modelo de regresión lineal entre los caudales máximos anuales y la serie de volúmenes asociados a los mismos:

$$V = a * Q + b \quad (12)$$

Se determinan los residuos a partir de calcular la diferencia entre los volúmenes que provienen del análisis de los hidrogramas (los que se utilizan para calcular la relación lineal) y los obtenidos de la ecuación anterior. Las hipótesis del ajuste por regresión lineal presupone que los residuos siguen una función de densidad de probabilidad Normal, la cual se evalúa aplicando la prueba Kolmogorov - Smirnov.

Generación de pares sintéticos caudal-volumen

Este procedimiento, basado en el método Montecarlo, es una técnica numérica para calcular probabilidades utilizando secuencias de números aleatorios. Una vez que se encuentra definida la función de densidad de probabilidad marginal que mejor ajusta los caudales máximos anuales, se generan 10.000 caudales sintéticos. Con los mismos se aplica la ecuación del modelo de regresión para obtener los volúmenes sintéticos.

Finalmente, se debe considerar la variabilidad de los residuos. Se les ajusta una función Normal la cual tiene media nula y el desvío estándar de la muestra. De esta manera se obtienen los pares sintéticos caudal y volumen para generar los hidrogramas que se laminan en el embalse.

Forma del hidrograma

Por su amplia aplicación se utiliza el diagrama triangular desarrollado por SCS (Soil Conservation Service). A partir de la ecuación del área del triángulo se sabe que:

$$V = \frac{Q * t_b}{2} \quad (13)$$

siendo V el volumen de la crecida, Q el caudal pico y t_b el tiempo base.

Además, a partir de la revisión de un gran número de hidrogramas unitarios, el método propone que el tiempo base es igual a 2.67 veces el tiempo pico (t_p). Por ende, a partir de los datos iniciales de caudal y volumen, se puede obtener el hidrograma que conserve dichas propiedades.

Laminación en el embalse

El agua almacenada en un sistema hidrológico (S) está relacionada con los caudales de entrada (I) y salida (O) mediante la ecuación de continuidad:

$$\frac{dS}{dt} = I(t) - O(t) \quad (14)$$

siendo S(t) el volumen en el embalse, I(t) es el hidrograma de entrada y O(t) es el hidrograma de salida.

Además, el volumen del embalse puede expresarse como función del área y de la altura: $dS = A(h) * dh$

Luego, se reemplaza en la ecuación anterior:

$$A(h) * \frac{dh}{dt} = I(t) - O(t) \quad (15)$$

$$\frac{dh}{dt} = \frac{I(t) - O(t)}{A(h)} \quad (16)$$

Se resuelve con un método numérico de solución de ecuaciones diferenciales, se aplica el método Runge-Kutta de segundo orden. Se utiliza para generar el hidrograma de entrada I(t) el hidrograma triangular, que conserva las propiedades de caudal máximo y volumen. Para el hidrograma de salida O(t) se utiliza la ecuación de vertedero WES:

$$O(h) = C * B * (h - H)^{3/2} \quad (17)$$

siendo C el coeficiente de descarga, B el ancho del vertedero, h la altura y H la altura de cresta.

Período de retorno bivariado

Aplicando la metodología explicada en el punto anterior para cada par sintético (Q, V), es posible encontrar el nivel máximo en el embalse. Una vez obtenidos los niveles máximos asociados a cada par de valores, se los agrupa según su período de retorno (TR_i), que se obtiene a partir de su probabilidad empírica (P_i).

$$P_i = \frac{i}{N + 1} \quad (18)$$

$$TR_i = \frac{1}{(1 - P_i)} \quad (19)$$

siendo i la posición de los datos ordenados de menor a mayor y N el total de datos de la muestra.

Se debe señalar que para un nivel en el embalse no hay un único par caudal-volumen que lo genera, sino un conjunto de pares. Esto implica que hay más de un hidrograma de diseño para un cierto período de retorno, el cual no es el mismo que el período de retorno del caudal ni del volumen analizados independientemente.

RESULTADOS

La metodología descrita se aplica al río Bermejo en la estación Pozo Sarmiento, con un registro de caudales medios diarios desde el año 1940 hasta el 2011 y un área de cuenca de 25.000 km². Se realiza el análisis para los caudales medios diarios máximos anuales. A continuación se resumen los resultados más significativos.

Detección de puntos de cambio: Pettitt

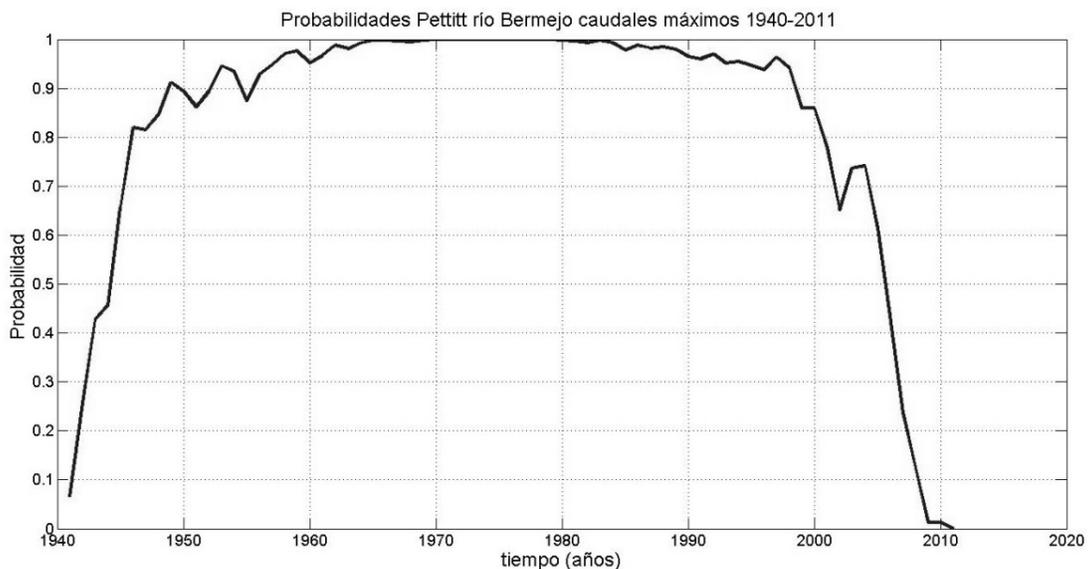


Figura 1. - Probabilidades de la prueba Pettitt para cada año

En la figura 1 se observa una zona de mayor probabilidad entre los años 1970 y 1980. En esa zona hay varios posibles puntos de cambio que superarían la prueba con un 5% de significación. La mayor probabilidad es 0,999921 y se encuentra en el año 1972, pero por los motivos que se explican a continuación se tomará como punto de cambio el año 1970 que tiene un valor de probabilidad 0,999748.

En la figura 2 de caudales máximos anuales, aproximadamente en el año 1970 se identifica un punto de cambio, el cual puede justificarse desde la climatología. Con este resultado se resolvió dividir la serie en las dos subseries 1940-1970 y 1971-2011. Además, en la figura 2, se distinguen dentro del segundo período la existencia de tres zonas diferentes. Sería interesante en el futuro evaluar la serie a partir de 1997, lo cual no puede hacerse en la actualidad, ya que son pocos datos para que los resultados tengan confiabilidad.

Análisis de la presencia de tendencias

Se aplica la prueba de Mann Kendall (MK) para la detección de tendencia para la serie total, y para las series parciales que se obtienen a partir del punto de cambio detectado. Las subseries son: 1940-1970 y 1971-2011, las cuales tienen 31 datos y 40 datos respectivamente.

Tabla 1. -Resultados de la prueba Mann Kendall con un $Z_{\text{crítico}}(5\%) = 1,96$

Período	Z	Valor-p
1940 - 2011	4,51	0,000007
1940 - 1970	0,99	0,3242
1971 - 2011	1,64	0,1053

Se obtuvo para el período completo que se rechaza la hipótesis nula H_0 : no hay tendencia, con un valor-p prácticamente nulo. En el primer período (1940-1970) se acepta la hipótesis nula H_0 con un valor- p más alto. Sin embargo, si bien en el segundo período (1971-2011) también se acepta, el valor-p es del 10% por lo tanto puede considerarse que hay una tendencia, pero débil.

Siguiendo la propuesta de Hamed y Rao (1998) se evalúa la existencia de autocorrelación en la serie y de ser necesario, se calculará la prueba MK corregida.

Analizando la serie completa se obtienen autocorrelaciones positivas para un valor crítico de 0,237, en el primer retardo un valor 0,263 y en el tercero 0,260. Se realiza la prueba MK modificada, la cual tiene en cuenta la autocorrelación a partir de una corrección en la varianza del estadístico.

Tabla 2. -Resultados de la prueba Mann Kendall con la corrección por la presencia de autocorrelación en la serie completa. $Z_{\text{crítico}}(5\%) = 1,96$

Período	Z	valor-p
1940 - 2011	4,44	9E-06

Por lo tanto, si bien hubo un cambio en el valor de Z, se sigue rechazando la hipótesis nula H_0 : no hay tendencia. Se estimaron las autocorrelaciones de las subseries pero no se detectaron valores significativos en ninguno de los casos.

Identificación del volumen: separación del caudal base

A continuación en la figura 2 se muestra un gráfico con los caudales medios diarios máximos anuales y la separación en caudal base y caudal directo, según el criterio de separación explicado en la metodología.

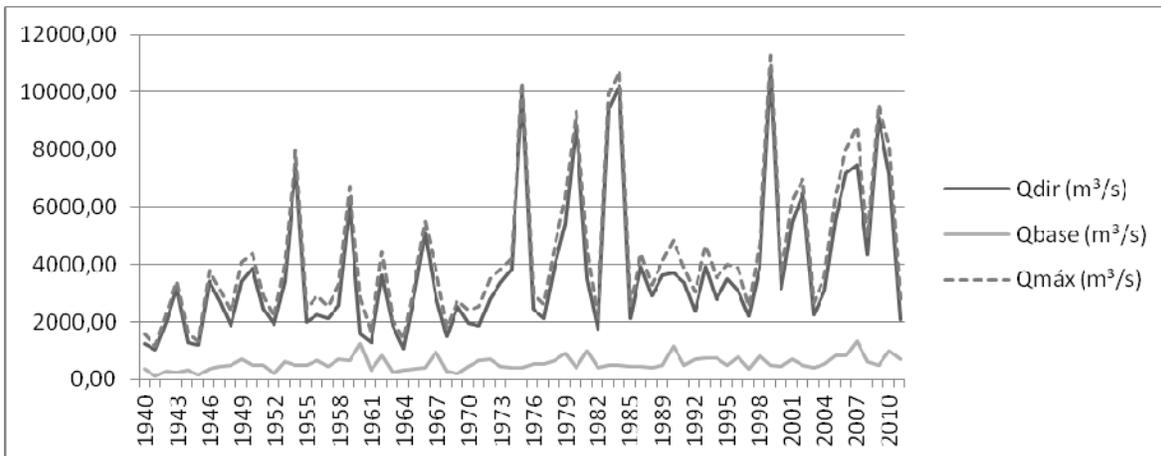


Figura 2. -Caudales medios diarios máximos anuales y su separación en caudal base y directo

Obtención de la función de probabilidades marginal de los caudales máximos anuales

A modo de ejemplo se presentan los resultados obtenidos para el segundo período (1971-2011). En la figura 3 se observa la comparación de distintas funciones de densidad probabilidad ajustadas.

Por el criterio AIC la función que mejor ajusta a los caudales máximos anuales para el período 1971-2011 es una GEV, pero por es BIC una Log Normal II. Se adopta el criterio del segundo, por ser más estricto. Semejante es lo que ocurre en el período total y en el primer período.

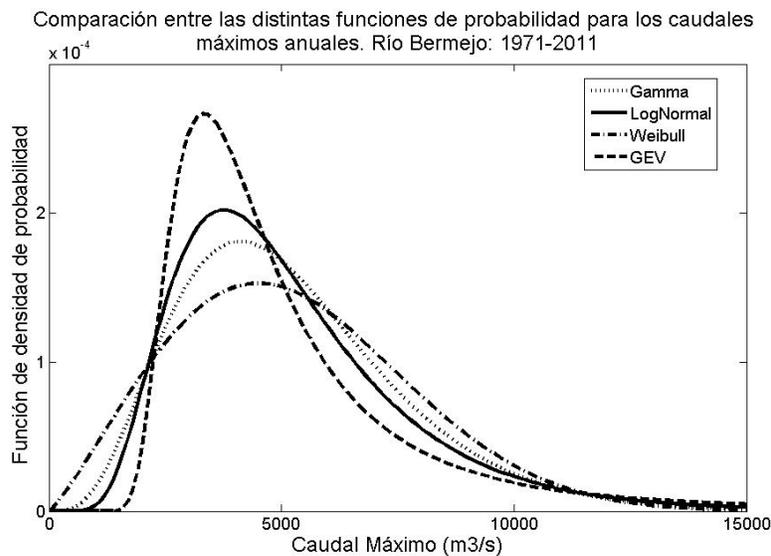


Figura 3. -Comparación de las distintas funciones de probabilidad ajustadas a los caudales medios diarios máximos anuales al segundo período: 1971 - 2011.

Una vez que se define que la función de distribución Log Normal II es la que mejor ajusta a los caudales máximos anuales, se utiliza como alternativa la prueba paramétrica de razón de verosimilitud para evaluar si el modelo puede o no ser representado por un único conjunto de parámetros. La ecuación resulta:

$$\Lambda = 2 \ln \left\{ \left[\sum_{i=1940}^{1970} L(\mu_1, \sigma_1, x_i) + \sum_{i=1971}^{2011} L(\mu_2, \sigma_2, x_i) \right] - \sum_{i=1940}^{2011} L(\mu_0, \sigma_0, x_i) \right\} \quad (20)$$

Se supone que la forma de la función es la misma, una Log Normal II en todos los casos, pero los parámetros cambian según el periodo considerado como muestra.

Tabla 3. -Resultado de la prueba de verosimilitudes.

Función: LogNormal	1940-2011		1940-1970		1971-2011	
	μ	σ	μ	σ	μ	σ
Parámetros	8,2264	0,5322	7,9356	0,4639	8,4531	0,4700
LLF	-639,54		-265,68		-364,18	
			-629,86			
Λ	19,3540					
Ccrit	5,9915					
p - value	6,27E-05					

Se rechaza la hipótesis nula H_0 : existe un único modelo que puede representar la serie completa.

Obtención de la función marginal de los volúmenes

Tanto por el criterio AIC como BIC, se concluye que para los volúmenes asociados a los caudales máximos anuales la función Log Normal II es la que mejor ajusta en todos los casos (período total y subperíodos).

Obtención de la ecuación de regresión lineal

Se ajusta el modelo de regresión lineal entre los caudales máximos anuales y sus volúmenes asociados. La figura 4 presenta la recta de regresión con el intervalo de confianza del 95% para el segundo subperíodo (1971-2011).

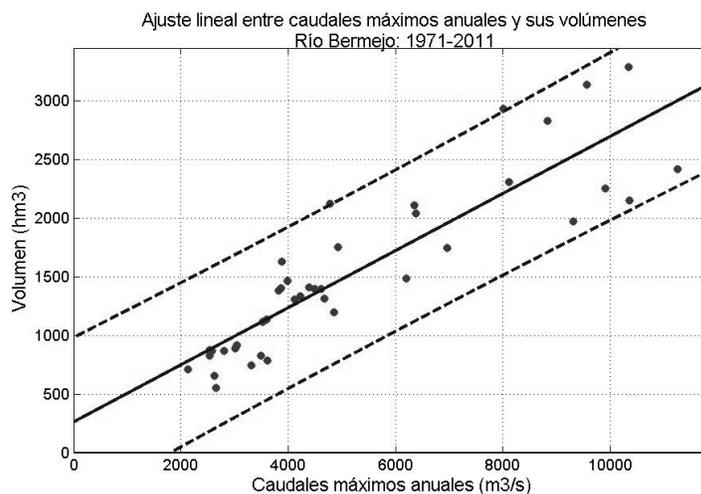


Figura 4. - Regresión lineal entre caudales medios diarios máximos anuales con sus respectivos volúmenes, para el segundo subperíodo: 1971-2011. Se muestran en línea punteada los intervalos asociados a un 95% de confianza.

Los coeficientes de la recta $V = a*Q + b$ resultan: $a = 0,244$ y $b = 261,724$. El coeficiente de correlación de Pearson $r = 0,8879$, con un intervalo de confianza $(0,7968; 0,9396)$ y con un valor- $p = 2,196e-014$. Finalmente se define la relación lineal con la cual se pueden obtener los volúmenes teniendo los caudales:

$$V (\text{hm}^3) = 0,244*Q (\text{m}^3/\text{s}) + 261,724 \quad (25)$$

Se determinan los residuos a partir de calcular la diferencia entre los volúmenes que surgen del análisis de las crecidas y los obtenidos de la ecuación anterior. Estos tienen una media = $-1,705e-013 \text{hm}^3$ y un desvío estándar = $331,149 \text{hm}^3$.

Se utiliza la prueba Kolmogorov-Smirnov y se estimó $D_{KS} = 0,0880$ y $D_{crit, 5\%} = 0,2147$, por lo tanto no se puede rechazar la hipótesis nula H_0 : los residuos siguen una función de densidad de probabilidades Normal.

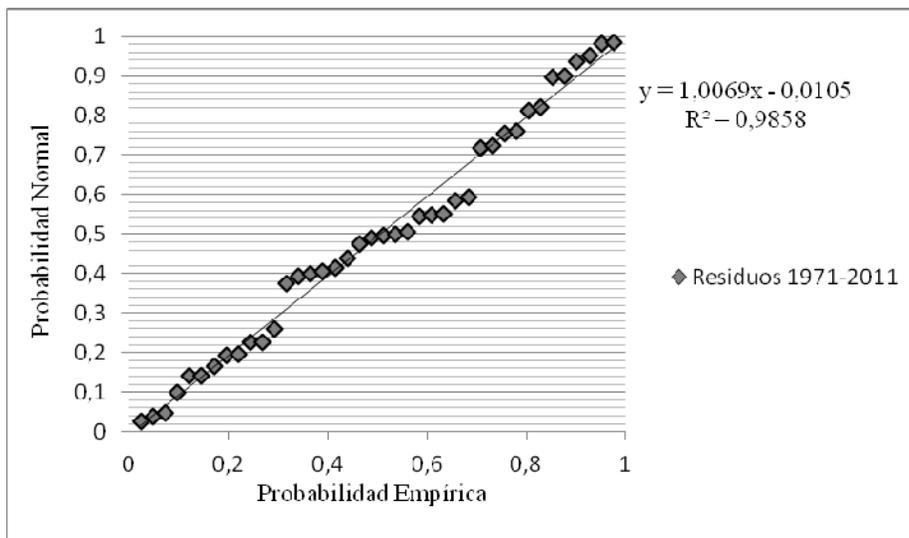


Figura 5. -Comparación de la probabilidad empírica y del ajuste de los residuos a función normal. Segundo período: 1971-2011

Generación de pares sintéticos caudal y volumen

Se generan 10.000 pares sintéticos de caudales máximos anuales y volúmenes. Esto se realiza para el período completo como también para los subperíodos.

Se obtienen los caudales sintéticos a partir de valores aleatorios de la función Log Normal II con los parámetros correspondientes al período considerado. Se evalúa cada caudal sintético en la ecuación de regresión lineal para obtener el volumen, y luego se suman los residuos, que se representan por una función Normal estándar. La figura 6 muestra la comparación entre los pares observados y los pares simulados para el período 1971-2011.

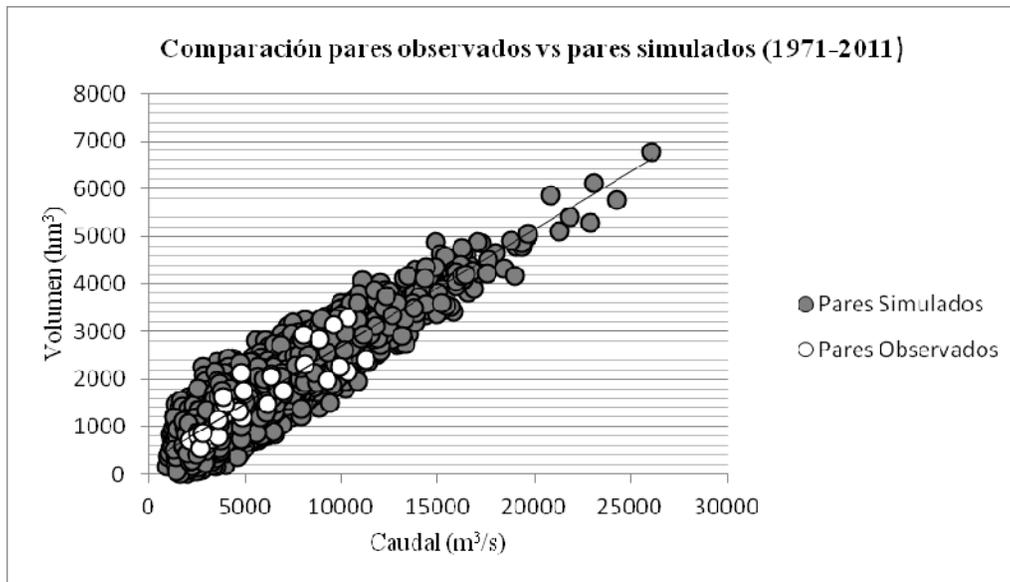


Figura 6. -Comparación entre pares observados y simulados (1971-2011)

Laminación por el embalse: Obtención de los niveles

Se programa a una función para laminar los hidrogramas generados por los pares sintéticos caudal-volumen en el embalse y obtener la mayor altura obtenida por cada par.

A partir de cada par sintético caudal - volumen se genera un hidrograma triangular de entrada, el mismo se lamina en el embalse dando como resultado de salida la máxima sobreelevación para esa crecida.

Además de los pares sintéticos, para aplicar la metodología, son necesarios los datos del embalse, que se obtienen del Proyecto Ejecutivo del Aprovechamiento Zanja del Tigre realizado por Agua y Energía Eléctrica (AyEE) de Junio de 1979.

Es necesario la altura, se considera la máxima cota entre la fundación y la presa, siendo $H=64$ m. La longitud del vertedero, siendo 8 compuertas con un ancho de 16m, resulta $B=128$ m. Se supone un vertedero de forma tipo WES, con un coeficiente de descarga de $C=2 \text{ m}^{0.5}/\text{seg}$, sin tener en cuenta la regulación de las compuertas.

Por último, resulta necesario definir la curva del área del embalse en función de la altura. Se pueden plantear las dos ecuaciones para encontrar los coeficientes de la misma, a 350 m.s.m ($h= 64$ m) el área es 30.000 ha y a 340 m.s.m. ($h= 54$ m) el área es 18.300 ha, por lo tanto se resuelve el sistema de ecuaciones lineales.

Se define la condición inicial como embalse lleno, esto es, se parte de la altura inicial 64m ya que esa sería la situación más crítica.

Período de retorno bivariado

En la figura 7 se muestran los resultados obtenidos para el caso del segundo período, observando cómo varían en el espacio caudal-volumen los pares de valores que generan distintos niveles para los diferentes períodos de retorno.

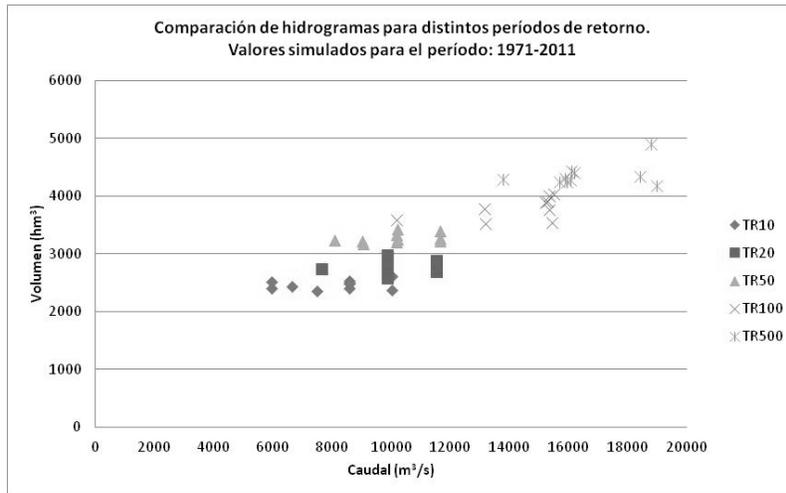


Figura 7. -Comparación de pares de valores simulados para distintos períodos de retorno, para el período 1971-2011.

Se compara en las próximas figuras (8 y 9) para el mismo período de retorno, la diferencia que existe entre haber considerado el período completo o alguno de los subperíodos.

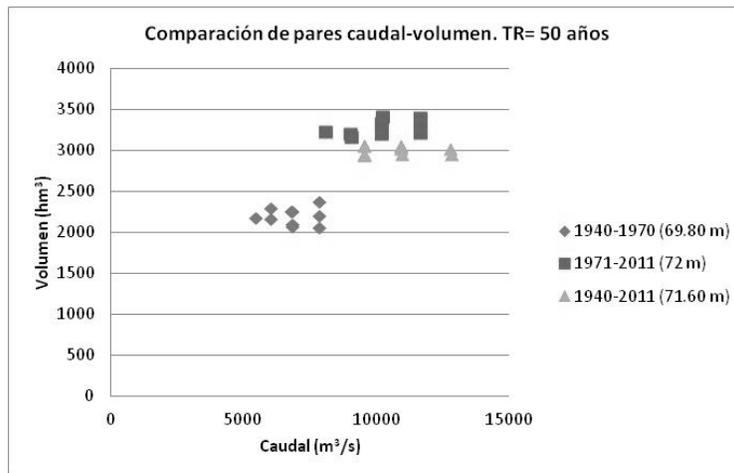


Figura 8. -Comparación para el período de retorno de 50 años de los pares caudal-volumen y niveles en el embalse que generan los distintos períodos.

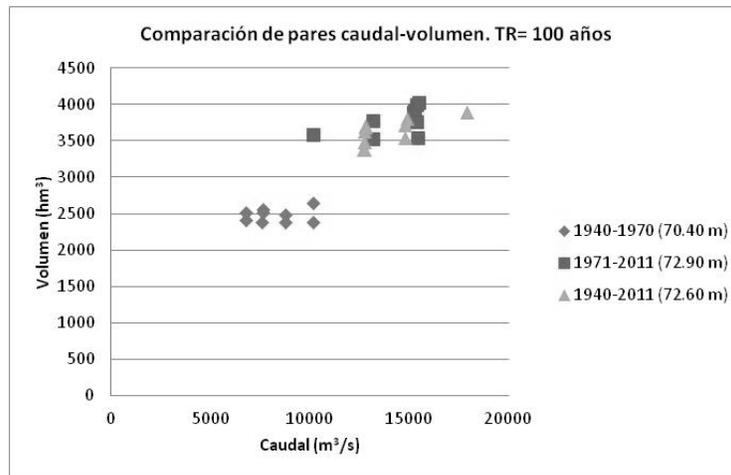


Figura 9. -Comparación para el período de retorno de 100 años de los pares caudal-volumen y niveles en el embalse que generan los distintos periodos.

DISCUSIÓN DE RESULTADOS

El punto de cambio identificado en el año 1970 tiene su fundamento en la distribución de las isoyetas de la región en esa época. Se muestra en la figura 10 el corrimiento de las isoyetas.



Figura 10. -Desplazamiento de isoyetas (gris claro: 1950-1969, gris oscuro: 1980-1999).
Fuente: 2^{da} Comunicación Nacional de la República Argentina a la Convención Marco de las Naciones Unidas sobre Cambio Climático, 2007

“Desde la década de 1970, en la mayor parte de la Argentina se registró una tendencia hacia precipitaciones extremas más frecuentes. Esta tendencia se agudizó en la década de 1990” (2^{da} Comunicación Nacional de la República Argentina a la Convención Marco de las Naciones Unidas sobre Cambio Climático, 2007, p 96).

En el análisis bivariado resulta que la diferencia en los niveles para el período de retorno (TR), entre considerar el primer período, es significativa comparado con el segundo período y el período completo. El experimento numérico realizado muestra una variación de aproximadamente 2m en cuanto al nivel en el embalse entre los casos. Entre el segundo período y el período completo los resultados son similares (menor a 1m), y se incrementan a medida que se aumenta el período de retorno evaluado.

En la tabla 4 se encuentran los resultados obtenidos del análisis para un período de retorno de 20 años.

Tabla 4. -Resultados para el período de retorno de 20 años, y comparación con las funciones marginales de probabilidad.

TR = 20 años				
1940-1970				
		Prob_{marginal}	TR_{marginal}	ΔTR_{marginal}
Máx. Q (m³/s)=	6647	0,969	32,4	25,2
Mín. Q (m³/s)=	4625	0,861	7,2	
Máx. V (hm³)=	2012	0,929	14,1	3,9
Mín. V (hm³)=	1853	0,901	10,1	
1971-2011				
		Prob_{marginal}	TR_{marginal}	ΔTR_{marginal}
Máx. Q (m³/s)=	11551	0,972	36,3	29,6
Mín. Q (m³/s)=	7646	0,851	6,7	
Máx. V (hm³)=	2981	0,950	19,9	8,8
Mín. V (hm³)=	2587	0,910	11,1	
1940-2011				
		Prob_{marginal}	TR_{marginal}	ΔTR_{marginal}
Máx. Q (m³/s)=	10482	0,974	37,9	29,8
Mín. Q (m³/s)=	6937	0,877	8,1	
Máx. V (hm³)=	2724	0,955	22,3	8,7
Mín. V (hm³)=	2406	0,926	13,6	

La distribución de los pares caudal-volumen muestra que en las distribuciones marginales hay una mayor variabilidad en el período de retorno (Δ TR_{marginal}) para el caudal que para el volumen. Por ejemplo, para el período de retorno de 20 años, considerando 1940-2011, el período de retorno marginal (TR_{marginal}) del caudal máximo varía 30 años, mientras que el del volumen varía 9 años.

En las últimas figuras ya presentadas, se observa que los pares se ordenan casi paralelo al eje de caudales, indicando que para distintos caudales el volumen es quien tiene más influencia al definir el período de retorno del nivel en el embalse.

Esto significa que el período de retorno del nivel en el embalse queda definido principalmente por el período de retorno marginal de los volúmenes. Esta conclusión es fundamental en la etapa de definición de las normas de operación donde, además de considerarse la magnitud de los caudales ingresantes, tendrán especial importancia las duraciones de las crecidas, ya que el riesgo estará asociado a la capacidad de almacenamiento del embalse.

CONCLUSIONES

Para el río Bermejo en la estación Pozo Sarmiento se ha detectado un punto de cambio aproximadamente en el año 1970 y una tendencia significativa en la serie completa. Los resultados obtenidos muestran la

importancia que tiene para el análisis de los parámetros de diseño de obras hidráulicas el estudio de no estacionariedad en las series hidrológicas

La detección de puntos de cambio está asociada a la variabilidad climática natural. Se ha utilizado una prueba estadística que detecta un único punto de cambio. Sería lógico considerar en el futuro la utilización de alguna prueba de detección de múltiples puntos, en la actualidad la cantidad de datos de las partes componentes no permiten un análisis confiable

El análisis bivariado concluye que existen diferencias en las estimaciones realizadas utilizando el período completo, que considerando los subperíodos que se definen a partir del punto de cambio. En particular la mayor diferencia se observa en el primer período.

Los estudios mostraron que el período de retorno de N años univariado, ya sea de la variable caudal o volumen, es diferente que el período de retorno de N años bivariado, asociado al nivel en el embalse. El segundo es una medida de seguridad más global, ya que tiene en cuenta la estructura de alivio (las dimensiones y funcionamiento del vertedero) y la crecida, pudiendo utilizarse para una etapa de diseño y también para una verificación en condiciones de operación.

Diferentes tipos de crecidas pueden ser críticas según la variable de la estructura que se esté evaluando, resultando esto apropiado para definir el funcionamiento óptimo según el propósito del caso de estudio.

Debido a que numerosas obras hidráulicas en nuestro país fueron diseñadas con información del primer período, resultaría conveniente realizar una revisión incorporando la hipótesis de no estacionariedad, además de aplicar nuevas técnicas, como el análisis bivariado, para el cálculo y la verificación.

REFERENCIAS:

- Agua y Energía Eléctrica (AyEE) – 1979 - “*Proyecto Ejecutivo del Aprovechamiento Zanja del Tigre*”.
- Fundación Bariloche - 2007 - “*2^{da} Comunicación Nacional de la República Argentina a la Convención Marco de las Naciones Unidas sobre Cambio Climático*”- República Argentina.
- Hamed, K.H., Rao, A.R. – 1998 – “*A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data*”. J. Hydrol. 204, pp: 182-196.
- Kiely G., Alberson J.D., Parlange M.B., - 1998 – “*Recent trends in diurnal variation of precipitation at Valentia on the west coast of Ireland*”-Journal of Hydrology 207 pp: 270-279.
- Kundzewicz Z., Robson A. J. – 2004 – “*Change detection in hydrological records- a review of the methodology*” - Journal des Sciences Hydrologiques 49 (1).
- Longobardi A. y Villani P. – 2009 – “*Trend analysis of annual and seasonal rainfall time series in the Mediterranean area*” – International Journal of Climatology 29.
- Mediero L., Jiménez A.- Álvarez, and. Garrote L. - 2010 - “*Design flood hydrographs from the relationship between flood peak and volume*” Hydrol. Earth Syst. Sci., 14, pp: 2495–2505.

- Requena A. I., Mediero L., Garrote L. – 2013 – “*A bivariate return period based on copulas for hydrologic dam design: accounting for reservoir routing in risk estimation*” – Hydrol. Earth Syst. Sci 17, pp: 3023-3038.
- Salarijazi M., Ali-Mohammad A., Arash A. and Alireza D. - 2012 - “*Trend and change-point detection for the annual stream-flow series of the Karun River at the Ahvaz hydrometric station*” -African Journal of Agricultural Research Vol. 7(32), pp: 4540-4552.
- Sloto Ronald A. y Crouse Michèle Y. - 1996 – “*Hysep: A computer program for streamflow hydrograph separation and analysis*” - U.S. Geological Survey - Water-Resources Investigations Report 96-4040.
- Ven te Chow, Maiment D. R., Mays L. W. – 1994 – “*Hidrología Aplicada*” – McGraw Hill Interamericana S.A.