

Modelamiento matemático de caudales recesivos en la región mediterránea andina del Maule; el caso del estero Upeo, Chile

• Francisco Balocchi •
University of Arizona, USA

• Roberto Pizarro* • Carolina Morales •
Universidad de Talca, Chile

*Autor de correspondencia

• Claudio Olivares •
Ministerio de Obras Públicas, Chile

Resumen

Balocchi, F., Pizarro, R., Morales, C., & Olivares, C. (septiembre-octubre, 2014). Modelamiento matemático de caudales recesivos en la región mediterránea andina del Maule; el caso del estero Upeo, Chile. *Tecnología y Ciencias del Agua*, 5(5), 179-188.

En el presente estudio se analizaron cuatro modelos matemáticos de estimación de caudales recesivos, con el fin de determinar cuál de ellos obtiene los mejores resultados en una cuenca andina del Maule, zona mediterránea de Chile central. Esto se realizó a través del análisis de 25 crecidas en la época estival 1971-2003, en donde se consideró el aporte exclusivo de las aguas subterráneas a partir del tercer punto de quiebre de la curva de bajada del hidrograma. Los resultados obtenidos demuestran que el modelo exponencial 3 es el que presenta las mejores estimaciones. En el caso del mejor lapso para el ajuste de los modelos, el tiempo de 240 horas es el que obtiene los mejores resultados, según el test de Bland y Altman.

Palabras clave: hidrograma, caudales recesivos, curva de bajada, modelos matemáticos.

Introducción

La predicción de los caudales recesivos es una metodología ampliamente usada en la planificación y en la investigación hidrológica (Smakhtin, 2001), por lo que se transforma en una importante herramienta hidrológica, especialmente en periodos estivales, ya que en esta época la población es alimentada por las reservas de la cuenca (Wittenberg, 1999).

Abstract

Balocchi, F., Pizarro, R., Morales, C., & Olivares, C. (September-October, 2014). *Mathematical Modeling of Recessive Flows in the Andean Mediterranean Region of Maule; Case Study of Estero Upeo, Chile*. *Water Technology and Sciences (in Spanish)*, 5(5), 179-188.

This study analyzed four mathematical models for recessive flow estimation in order to determine which one would provide the best results for an Andean basin in Maule, central Chile. This was accomplished through the analysis of 25 summer floods occurring between 1971 and 2003, which identified groundwater as the exclusive supply as of the third inflection point of the falling limb of the storm's hydrograph. The results indicate that the exponential model 3 provides the best estimates. According to the Bland and Altman agreement test, the best model adjustment period was 240 hours.

Keywords: Hydrograph, recessives flows, falling limb, mathematics models.

Recibido: 25/03/13

Aceptado: 19/03/14

Esta situación deriva en que el conocimiento adquirido sobre las reservas de agua de una cuenca es de vital importancia para el desarrollo humano y productivo de un país.

Es por esto que surge la necesidad de estimar la disponibilidad de este recurso para su utilización en los tiempos estivales. Así, la modelación matemática constituye una importante herramienta para el análisis y una mejor comprensión del comportamiento del

agua en estos periodos, considerando que tales modelos pueden estudiar el comportamiento de sistemas complejos ante situaciones difíciles de observar en la realidad (Sujono, Shikasho, & Hiramatsu, 2004). Estrela (1992) señala que los modelos matemáticos para estimar caudales constituyen una forma válida para resolver los problemas hídrico-teóricos y, además, son los que tienen un mayor sentido físico-hidrológico.

Por otra parte, Linsley, Kohler y Paulhus (1949), y Pizarro (1993) señalan que si se conoce la forma de la curva de recesión del hidrograma es factible calcular el flujo de corrientes durante lapsos de sequía o estiaje. Así, el hidrograma muestra el comportamiento de los caudales con respecto al tiempo, el cual está compuesto por una curva de concentración, una curva de descenso y una curva recesiva (Maidment, 1992; Pizarro, 1993; Aparicio, 2003; Bedient & Huber, 2002; Brodie, Hostetler, & Slatter, 2007). La curva recesiva es aquella donde el flujo proviene exclusivamente de aguas subterráneas y permite calcular la disponibilidad de agua en los periodos entre crecidas, lo cual es de particular importancia en los lapsos estivales. En la figura 1 se puede observar que la curva recesiva o de agotamiento comprende desde el punto C en adelante (Linsley *et al.*, 1949); para el caso del segundo punto de quiebre y el punto C', indica el inicio de los caudales recesivos, según la metodología del tercer punto de quiebre (Pizarro *et al.*, 2013), esta última

utilizada en el presente estudio. Lo anterior se debe a que al asumir el tercer punto de quiebre como inicio de la curva recesiva se adquiere una mejor estabilidad de los datos de caudal, reduciendo la variabilidad de los mismos, lo cual permite mejores niveles de ajuste.

La separación del hidrograma propuesta por Linsley *et al.* (1949) y corroborada por Pizarro (1993) es la más utilizada en Chile. Dicha separación consiste en dibujar la curva de bajada del hidrograma en un gráfico semilogarítmico, en donde el segundo punto de quiebre corresponde al punto de inicio del hidrograma, donde sólo existen aportes de los caudales recesivos (Vilaró, 1976; Bedient & Huber, 2002). Existe otro tipo de metodologías para la separación del hidrograma, como la de Bedient y Huber (2002), y la de Viessman y Lewis (2003), ofreciendo buenas aproximaciones, que en general no presentan variaciones de relevancia al momento de determinar el punto de inicio de los caudales recesivos (Ponce, 1989). En el ámbito académico, es la teoría de Hewlet y Hibbert (1967) la más aceptada respecto a la separación de hidrogramas. Esta metodología señala que el agua nueva de lluvia empuja el agua antigua del suelo y esta última sería la que se une al caudal superficial y/o subterráneo. Sin embargo, Brooks, Barnard, Coulombe y McDonnell (2009) demostraron que no necesariamente se cumple dicho comportamiento. Por último y para determinar el comportamiento de los diferentes modelos matemáticos recesivos, se optó por mantener de manera constante la metodología de separación de Linsley.

Considerando lo anterior y con base en el conocimiento adquirido de las curvas recesivas, se modeló el comportamiento en periodos estivales de los caudales subterráneos que afloran en el estero Upeo, río Lontué, Chile, con el fin de encontrar el modelo que mejor se ajuste a la zona del estudio. Esto, debido a la disminución de la disponibilidad hídrica en la zona mediterránea de Chile, en especial en época estival, lo que sumado a la determinación del modelo correcto en la cuenca en estudio,

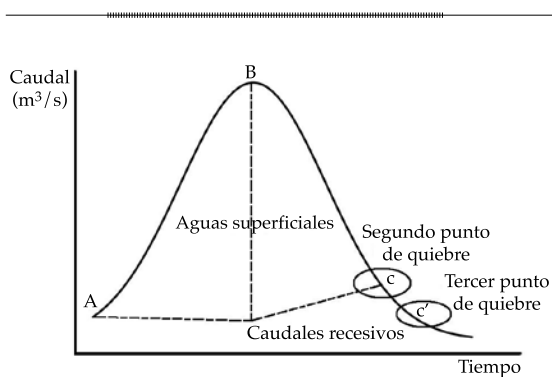


Figura 1. Hidrograma de crecida.

garantizaría una adecuada estimación de los caudales recesivos y el posterior cálculo de las reservas de la cuenca. Así, la estación utilizada en el presente estudio, estero Upeo en Upeo, está ubicada en la coordenada UTM 309 573 E – 6 105 697 N (WGS84/h19).

La zona de estudio (figura 2) posee una precipitación de 1 800 mm/año y corresponde a la subcuenca del río Lontué, ubicada entre 309 340 E – 6 095 942 N y 342 916 E – 6 114 754 N (WGS84/h19), abarcando una superficie de 2 784 km² que, en conjunto con el río Teno, ambos de régimen nivo pluvial y originados en la cordillera de los Andes, dan como origen al río Mataquito. El río Lontué recibe por su parte norte el aporte de dos esteros tributarios: Upeo y Chenquermo.

Las temperaturas registradas en dicha estación fluctúan entre los 20 y 4 °C. En cuanto a sus caudales, el máximo registrado en la estación corresponde a 490 m³/s en el año 2000.

El rasgo geomorfológico principal de la zona corresponde a la cordillera de los Andes. En cuanto a la geología, el tipo de roca

predominante es el paleozoico mesozoico y en algunos sectores el tipo cenozoico. Además, el sector se caracteriza por la presencia de sedimentos glaciares del tipo morrena (CNR, 1978).

Metodología

Para la selección de la estación, se tomó como base que ésta presentara un régimen natural de caudal, monitoreado por una estación fluviométrica que presentara un limnógrafo. La estación seleccionada posee datos desde 1964 hasta la fecha. Por tanto, se escogió la estación Estero Upeo, en Upeo, cuenca del Mataquito, región del Maule (figura 2).

Así, la información requerida consideró las curvas de descarga y los limnigramas desde 1964 hasta 2003, correspondientes a la Estación Estero Upeo, en Upeo, la cual fue proporcionada por la Dirección General de Aguas (DGA), institución oficial encargada de la administración y medición del recurso hídrico en Chile.

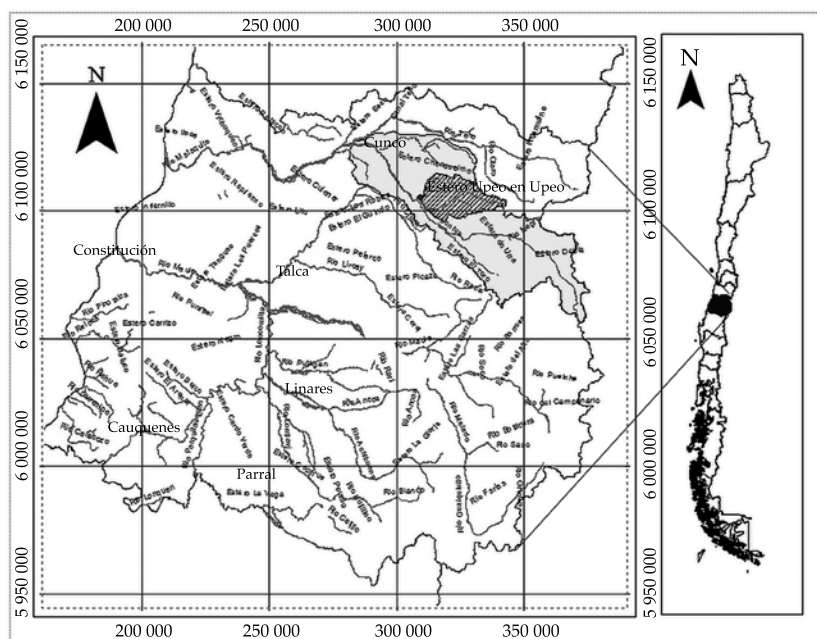


Figura 2. Ubicación de la zona de estudio.

Con la información recolectada se seleccionó el periodo que poseía crecidas que fuesen claramente identificables en época estival (octubre-abril). De acuerdo con esto, se seleccionaron 25 crecidas entre los años hidrológicos 1971-2003, con las que se procedió a construir el hidrograma de crecida de cada tormenta. Cabe recordar que se seleccionaron las últimas crecidas de cada año, casi al final del año hidrológico, con el fin de asegurar la presencia de caudales recesivos en lapsos importantes.

Los lapsos mencionados corresponden al tiempo que transcurre desde el inicio de un caudal recesivo (Q_0) y hasta el inicio de una nueva crecida. Además, estos lapsos son esenciales para el cálculo de los parámetros de los modelos utilizados. En este contexto, el menor periodo de crecida encontrado fue de 11 días y el máximo de 239 días.

En este contexto, el presente estudio consideró cinco lapsos correspondientes a 48 horas, 72 horas, 168 horas, 240 horas y el total de horas de cada crecida seleccionada, debido a que existe la hipótesis de que a mayor tiempo transcurrido desde la coordenada inicial (Q_0, t_0), el ajuste de cada modelo debería ser de mejor calidad. Así, las coordenadas para el lapso $t = 48$ horas sería ($Q_{0'}, t_0$), ($Q_{48'}, t_{48}$); para $t = 72$ horas sería ($Q_{0'}, t_0$), ($Q_{72'}, t_{72}$), y así sucesivamente, para cada lapso escogido. No obstante, y por su representatividad en el estudio, sólo se consideraron los lapsos de 240 y el total de horas de cada crecida.

Por otra parte, los modelos matemáticos empleados correspondieron a cuatro tipos: uno potencial y tres exponenciales, en los cuales los parámetros utilizados son el caudal inicial (Q_0), el coeficiente de agotamiento (α), un parámetro particular (n) del modelo exponencial 2, la constante de Neper (e) y los tiempos t y t_0 donde t_0 corresponde al tiempo inicial de los modelos.

El ajuste de estos modelos se basa considerando el valor de caudal inicial de la recesión (Q_0), que se produce al tiempo $t_0 = 0$; ello involucra considerar uno o más puntos en

el instante $t_0 + dt$, que define otra coordenada Q_0' , con lo cual es posible obtener los parámetros de la ecuación. Por ello es importante estudiar si el diferencial de tiempo incide en la calidad de predicción de los caudales recesivos. Con esto, los modelos empleados fueron:

$$\text{Modelo potencial: } Q(t) = Q_0(1 + \alpha \cdot t)^{-2} \quad (\text{Cirugeda, 1985}) \quad (1)$$

$$\text{Modelo exponencial 1: } Q(t) = Q_0 \cdot e^{-\alpha(t-t_0)} \quad (\text{Remenieras, 1971}) \quad (2)$$

$$\text{Modelo exponencial 2: } Q(t) = Q_0 \cdot e^{-\alpha(t-t_0)^n} \quad (\text{Cirugeda, 1985}) \quad (3)$$

$$\text{Modelo exponencial 3: } Q(t) = Q_0 \cdot e^{(-2\alpha t)} \quad (\text{elaboración propia}) \quad (4)$$

Para el caso del modelo exponencial 3, el cual se propone como un nuevo modelo para la zona en estudio, se generó de una serie de modelos construidos y simulados. Su determinación matemática fue la siguiente:

Se sabe que $\frac{dQ}{dt} < 0$ donde $Q =$ caudal y $t =$ tiempo

Si se asume que la variación de caudal en el tiempo es proporcional al mismo caudal e inversamente proporcional a la raíz del tiempo, se tiene:

$$\frac{dQ}{dt} = -\alpha \left(\frac{Q}{\sqrt{t}} \right) \text{ operando } \frac{dQ}{Q} = -\alpha \left(\frac{dt}{\sqrt{t}} \right)$$

Se sabe además que cuando $Q = Q_0$, se define que $t = 0 = t_0$. Integrando entre los límites t y t_0 se tiene:

$$\ln Q \int_{Q_0}^Q = -\alpha \sqrt{t} \int_{t_0}^t \text{ lo cual queda:}$$

$$\ln Q - \ln Q_0 = -2\alpha \left(\sqrt{t} - \sqrt{t_0} \right). \text{ Por ende:}$$

$$Q(t) = Q_0 \cdot e^{(-2\alpha\sqrt{t})}$$

Para determinar los parámetros de los modelos y así poder ajustar éstos a la curva

recesiva, el procedimiento implicó considerar una primera coordenada, que es la del inicio de los caudales recesivos (t_v , Q_0). Posteriormente se consideró una segunda coordenada, la cual permite calcular el coeficiente de agotamiento de los modelos. Sin embargo, el modelo exponencial 2 requiere considerar una tercera coordenada para satisfacer el sistema de ecuaciones.

La validación de los modelos se realizó a través de distintas pruebas e indicadores estadísticos no paramétricos. Esta etapa de validación estadística consideró los resultados de las 25 crecidas seleccionadas, para los cuatro modelos propuestos. En el marco descrito se utilizaron los siguientes indicadores y pruebas estadísticas:

a) Coeficiente de determinación (R^2)

Este coeficiente, también denominado Nash-Sutcliffe, determina qué proporción de la variación total de los caudales observados (variable independiente), es explicada por los caudales modelados (variable dependiente). La forma de determinarla es la siguiente:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum (y_i - \bar{y}_i)^2}$$

y_i : caudales observados
 \bar{y}_i : promedio de los caudales observados
 \hat{y}_i : caudales modelados (5)

b) Error estándar de estimación (EEE)

Determina la disparidad promedio entre los caudales observados y los estimados, donde los valores cercanos a 0 indican que el modelo hace una buena descripción de los caudales de acuerdo con la fórmula del indicador:

$$EEE = \sqrt{\frac{\sum (y - \hat{y})^2}{n - 2}}$$

y : caudales observados
 \hat{y} : caudales modelados
 n : número de datos de caudal (6)

c) Prueba U de Mann-Whitney

Esta prueba determina si dos muestras independientes provienen de la misma población (Montgomery & Runger, 1996; Mendenhall & Sincich, 1997). Asimismo, al ser una prueba no paramétrica, no requiere de los supuestos de normalidad e igualdad de varianzas (Mason & Lind, 1995).

Se establecen la hipótesis nula y la hipótesis alternativa:

H_0 : las distribuciones de las variables R_1 y R_2 son idénticas.

H_a : las distribuciones de las variables R_1 y R_2 no son idénticas.

Donde R_1 corresponde a los datos reales y R_2 a los datos modelados:

$$Ua = (n_1 \cdot n_2) + \left(\frac{n_1 - n_2 + 1}{2} \right) - \sum R_1$$

estadístico para muestras pequeñas (n_1 y $n_2 < 25$) (7)

$$Z = \frac{\sum R_1 - \sum R_2 - \left[(n_1 - n_2) \cdot \left(\frac{n_1 + n_2 + 1}{2} \right) \right]}{\sqrt{n_1 \cdot n_2 \left(\frac{n_1 + n_2 + 1}{3} \right)}}$$

estadístico para muestras grandes (n_1 y $n_2 > 25$) (8)

Donde:

n_1 : tamaño de la muestra R_1 ; n_2 : tamaño de la muestra R_2 ; $\sum R_1$: suma de los rangos para la muestra R_1 ; $\sum R_2$: suma de los rangos para la muestra R_2 .

Regla de decisión: se rechaza H_0 a un nivel de significancia α , si:

$$Z \geq |Z\alpha| \quad (9)$$

Donde $Z\alpha$: valor crítico obtenido de la tabla normal estándar, a un nivel de significancia de α del orden de 0.05 y 0.01.

d) Test de concordancia de Bland y Altman (ACBA)

Este test determina si los modelos de estimación concuerdan lo suficiente como para que puedan declararse intercambiables (Carrasco & Jover, 2004; Cox, 2006). En términos estadísticos, se procede a calcular las diferencias promedio (dp) entre el valor real y el estimado, cuya diferencia representa el error sistemático, mientras que la varianza de las diferencias (DS) mide la imprecisión. En este marco se establecen los límites de concordancia del 95% (Carrasco & Jover, 2004; Paradis, Lefebvre, Morin, & Gloaguen, 2010). Este límite está definido por la expresión:

$$LC = dp \pm 2 \cdot DS \quad (10)$$

Así, la relación valor real *versus* valor estimado con un dp en valor absoluto lo más

cercano a cero será la de mejor ajuste. Si llegase a existir una igualdad o una mínima diferencia del valor dp , el mejor ajuste corresponderá al que presente un menor valor DS y sus límites de concordancia serán más estrechos (Bland & Altman, 1999).

Resultados y discusión

A modo de ejemplo visual, en la figura 3 se presentan dos crecidas diferentes con sus respectivos modelos (ajustado para el total de datos) y caudales reales, con el fin de mostrar la alta variabilidad de los modelos.

En el cuadro 1 se muestran los coeficientes de agotamiento (α) promedio para los cuatro modelos propuestos para los cinco lapsos establecidos y para las 25 crecidas.

Del cuadro 1 se desprende que el valor del coeficiente de agotamiento va disminuyendo a medida que aumenta el tiempo de estimación

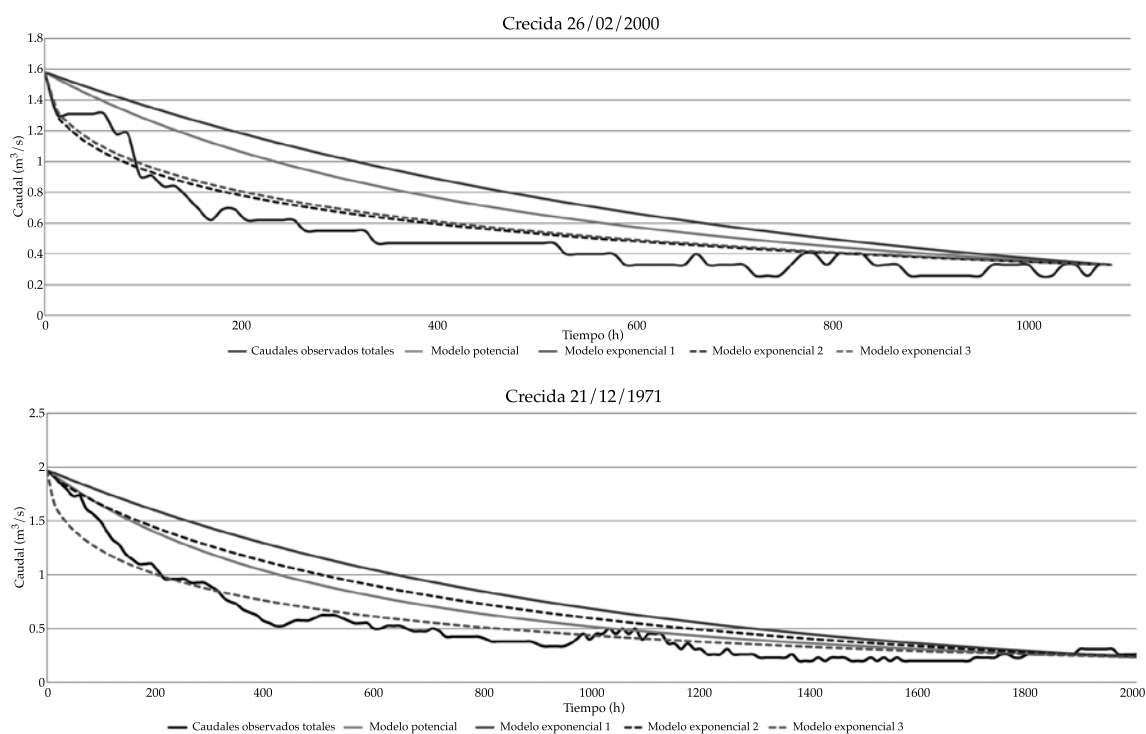


Figura 3. Ejemplo gráfico de dos crecidas con los cuatro modelos utilizados.

Cuadro 1. Coeficiente de agotamiento (α).

		α (240 h)	α total (*)
Modelo potencial	Promedio	0.0021	0.0012
	Coef. variación	0.7437	0.8070
Modelo exponencial 1	Promedio	0.0031	0.0015
	Coef. variación	0.6281	0.9102
Modelo exponencial 2	Promedio	0.0244	0.0224
	Coef. variación	0.6281	0.4604
Modelo exponencial 3	Promedio	0.0244	0.0224
	Coef. variación	0.6269	0.4601

(*) Considera la totalidad de datos con que se cuenta; α , coeficiente de agotamiento.

Cuadro 2. Resumen resultados test estadísticos R^2 , EEE y Mann-Whitney, aplicados a cada modelo.

Test	R^2		EEE		U Mann-Whitney	
	α (240 h)	α total (*)	α (240 h)	α total (*)	α (240 h)	α total (*)
Potencial	0.22	0.49	1.27	1.45	4%	20%
Exponencial 1	0.08	0.3	1.47	1.83	4%	20%
Exponencial 2	0.16	0.53	1.51	1.24	0%	32%
Exponencial 3	0.28	0.59	1.2	1.1	0%	44%

(*) Considera la totalidad de datos con que se cuenta; α , coeficiente de agotamiento.

debido a que al aumentar el tiempo de ajuste (diferencial) disminuye la pendiente entre el primer y el último punto.

Para el modelo exponencial 2, el coeficiente de agotamiento fue en aumento a medida que se incrementaron los tiempos de estimación. Esto se explica, ya que en su fórmula de cálculo, al estar elevado a "n" el tiempo t , amplifica el valor del mismo, siendo este modelo el que registró los valores más altos en sus coeficientes, en comparación con los otros tres modelos.

En cuanto al modelo exponencial 3, demostró una estabilidad en los valores del coeficiente, además de que es el modelo con el menor coeficiente de variación, situación que podría demostrar ser un buen modelo de ajuste.

Por otro lado y en relación con el parámetro "n" del modelo exponencial 2, los datos denotan un aumento a medida que se van incrementando los tiempos de estimación: 0.4834 para 240 horas y 0.4940 para el total de horas de la crecida (valores promedio). En este sentido, los resultados obtenidos concuerdan

con el comportamiento del parámetro α . Esto puede deberse a que al aumentar el parámetro "n", el coeficiente de agotamiento (α) también lo hace (por fórmula de cálculo).

En el cuadro 2 se presenta el resumen de los resultados del coeficiente de determinación (R^2) promedio, del error estándar de estimación promedio (EEE), del test U Mann-Whitney y del test de Bland-Altman para los cuatro modelos propuestos, para los dos lapsos considerados y para las 25 crecidas.

El cuadro 2 muestra que los mayores valores promedio de R^2 se encuentran concentrados en el total de datos. Esta situación podría deberse a que la fórmula de cálculo del R^2 es muy sensible a los cambios en el denominador. No obstante, los valores del coeficiente de determinación fueron muy bajos y no parecen representar de manera adecuada el comportamiento de los modelos matemáticos utilizados. Asimismo, y para el total de datos con que se cuenta, el modelo exponencial 3 obtiene el coeficiente más alto, aunque los valores son bajos en general. Por otro lado, el modelo potencial obtuvo los

mejores resultados de R^2 , seguido del modelo exponencial 3.

Para los modelos exponencial 1 y 2 se visualizan los coeficientes promedios más bajos y se observó una irregularidad en sus valores, no encontrándose una tendencia clara. Así, el modelo exponencial 1 fue el que obtuvo los valores más bajos del coeficiente de determinación, lo que señalaría que este modelo no parece ser adecuado para su uso.

Para el caso del EEE (cuadro 2), se puede observar que los menores valores promedio (el 80% de ellos) se concentran en el modelo exponencial 3. En cuanto al modelo exponencial 1, fue el que obtuvo los valores más altos del EEE, lo cual estaría demostrando que este modelo no representaría de forma fehaciente el comportamiento de los caudales recesivos de la cuenca en estudio.

También se puede comentar que los valores del EEE disminuyen a medida que aumentan los tiempos de estimación, con lo cual podría confirmarse la hipótesis de que a mayor tiempo transcurrido, mejor es el ajuste del modelo.

Los resultados obtenidos en el test U de Mann-Whitney, calculados con un nivel de significancia del 5% (cuadro 2), muestran que en el total de datos se concentra el mayor porcentaje de pruebas aprobadas, observándose que el modelo exponencial 3 es el que obtiene los mejores resultados, seguido muy de cerca por el modelo potencial. En cuanto al modelo

exponencial 1, de nuevo se descartó como predictor de caudales recesivos, al obtener los resultados menos satisfactorios en este test.

Por último, los bajos resultados obtenidos en la prueba U de Mann-Whitney pueden explicarse debido a que el nivel de significancia utilizado posee un área de aceptación pequeña, por lo que se convierte en una prueba muy estricta.

En el caso del test de Bland y Altman (ACBA), cabe señalar que se escogió teniendo en consideración el hecho de que tanto sus creadores como otros investigadores discrepan de la confiabilidad del coeficiente de determinación R^2 , ya que si dos instrumentos miden sistemáticamente cantidades diferentes uno del otro, la correlación puede ser perfecta, a pesar de que la concordancia sea nula (Pita & Pértegas, 1998).

En el cuadro 3 se encuentran los resultados obtenidos para las diferencias promedio (dp) y para la varianza de las diferencias (DS) en los cuatro modelos utilizados.

Según el cuadro 3 y observando las diferencias promedio, el mejor modelo es el exponencial 2, seguido del modelo exponencial 3. Sin embargo, al observar la desviación estándar de las diferencias promedio, es posible detectar una clara supremacía del modelo exponencial 3.

De nuevo se descarta como modelo predictor al modelo exponencial 1 debido a

Cuadro 3. Diferencias promedio (dp) y varianza de las diferencias (DS) para los cuatro modelos analizados.

Modelo	i	α (240 h)	α total (*)
Potencial	dp	0.637	-0.557
	DS	0.765	1.052
Exponencial 1	dp	0.903	-1.05
	DS	0.813	1.242
Exponencial 2	dp	0.149	-0.104
	DS	0.819	0.975
Exponencial 3	dp	0.187	0.035
	DS	0.758	0.912

(*) Considera la totalidad de datos con que se cuenta; α , coeficiente de agotamiento; i , indicador estadístico.

los malos resultados obtenidos tanto en las diferencias promedio como en la desviación estándar de la diferencias y en la totalidad de la validación estadística.

Con el fin de profundizar aún más en el análisis de los modelos, se procedió a hacer una comparación con los promedios reales de las crecidas. Para ello se realizó un cociente entre el error estándar de estimación y los caudales promedio reales para las 25 crecidas estimadas, situación que representa la proporción del error frente a los caudales reales. Es decir, los valores cercanos a 0 representan la menor proporción, siendo estos valores los que denotan el mejor ajuste. Esto se presenta a continuación en el cuadro 4.

Como se aprecia en el cuadro 4, fue el modelo exponencial 3 el que obtuvo los mejores resultados, es decir, el menor cociente entre el EEE y el promedio de los caudales observados.

Para el caso de los modelos restantes, el modelo exponencial 1 y 2 no obtuvieron resultados satisfactorios, siendo el modelo de peor calidad el modelo exponencial 1, corroborando nuevamente, no ser un modelo adecuado para la cuenca en estudio.

En relación con el lapso que dio los mejores resultados, en general fue el correspondiente al total de datos con que se cuenta. En contraparte, no existen evidencias notorias sobre si algún lapso en particular posee malos resultados según los estadísticos antes señalados. Sin embargo, al observar el test de Bland y Altman, es posible visualizar que el lapso con los mejores resultados fue el correspondiente a las 240 horas (10 días).

Conclusiones

La importancia de una correcta modelación de este tipo de caudales, en especial en zonas mediterráneas, áridas y semiáridas, hace a este tipo de estudios de vital importancia en la planificación en escenarios de eventos extremos, como lo es la escasez hídrica, pues permite calcular el volumen disponible luego de una crecida y regular el funcionamiento de un embalse, entre otras acciones.

De los resultados presentados se puede concluir que el modelo exponencial 3 obtuvo los mejores resultados para la estimación de caudales recesivos en la cuenca del estero Upeo, en Upeo, Chile.

En la determinación del mejor lapso para el cálculo del parámetro α , se puede desprender que, en general, correspondió al total de datos de cada crecida, lo que era previsible, obteniendo sustancialmente los mejores resultados. Sin embargo, para el test Bland y Altman, el mejor lapso a utilizar resultó ser el de 240 horas. Dada la reconocida potencia del test ACBA, se concluye que el mejor periodo de estimación es el correspondiente a 240 horas.

Finalmente, el modelo propuesto debiese responder al comportamiento de cauces y cuencas similares, y que en el caso de Chile son muchas las que comparten similares características geomorfológicas.

Referencias

Aparicio, F. (2003). *Fundamentos de hidrología de superficie* (303 pp.). México, DF: Editorial Limusa.

Cuadro 4. Cociente entre el EEE y el promedio de caudales observados de las crecidas seleccionadas.

Modelo	α (240 h)	α total (*)
Potencial	0.44	0.51
Exponencial 1	0.51	0.65
Exponencial 2	0.52	0.44
Exponencial 3	0.41	0.39

(*) Considera la totalidad de datos con que se cuenta; α , coeficiente de agotamiento.

- Bedient, P., & Huber, W. (2002). *Hidrology and Floodplain Analysis* (692 pp.). 3th. ed. New York: Adisson-Wesley Pub. Co.
- Bland, J. M. & Altman, D. G. (1999). Measuring Agreement in Method Comparison Studies. *Statistical Methods in Medical Research*, 8, 135-160.
- Brodie, R., Hostetler, S., & Slatter, E. (2007). *Q-Lag: A New Hydrographic Approach to Understanding Stream-Aquifer Connectivity*. Canberra, Australy. Consultado el 12 de noviembre de 2007. Recuperado de <http://www.affashop.gov.au/PdfFiles/q-lag.pdf>.
- Brooks, J. R., Barnard, H. R., Coulombe, R., & McDonnell, J. J. (2009). Ecohydrologic Separation of Water between Trees and Streams in a Mediterranean Climate. *Nature Geoscience*, 3, 100-104.
- CNR (1978). *Estudio integral de riego de la cuenca del río Mataquito: prefactibilidad*. Santiago, Chile: Comisión Nacional de Riego.
- Carrasco, J., & Jover, L. (2004). Métodos estadísticos para evaluar la concordancia. *Med. Clin. (Barc.)*, 122(1), 28-34.
- Cirugeda, J. (1985). *Curso Internacional de Hidrología General y Aplicada* (pp. 66-77). Madrid: Centro de Estudios y Experimentación de Obras Públicas, Gabinete de Formación y Documentación.
- Cox, N. (2006). Assessing Agreement of Measurement and Predictions in Geomorphology. *Geomorphology*, 76(3-4), 332-346.
- Estrela, T. (1992). *Modelación matemática para la evaluación de los recursos hídricos* (55 pp.). Madrid: Centro de Estudios Hidrográficos, Ministerio de Obras Públicas.
- Hewlet, J. D., & Hibbert, A. R. (1967). Factors Affecting the Response of Small Watersheds to Precipitation in Humid Areas. *Progress in Physical Geography*, 33(2), 288-293.
- Linsley, R., Kohler, M., & Paulhus, J. (1949). *Applied Hydrology* (pp. 398-404). New York: McGraw Hill Civil Engineering Series.
- Maidment, D. (1992). *Handbook of Hydrology* (147 pp.). New York: McGraw-Hill, Inc.
- Mason, R. D., & Lind, D. A. (1995). *Estadística para administración y economía*. México, DF: Alfaomega.
- Mendenhall, W., & Sincich, T. (1997). *Probabilidad y estadística para ingeniería y ciencias* (1176 pp.) 4a. ed. México, DF: Prentice-Hall Hispanoamericana.
- Montgomery, D., & Runger, G. (1996). *Probabilidad y estadística aplicadas a la Ingeniería* (895 pp.) México, DF: Editorial McGraw-Hill.
- Paradis, D., Lefebvre, R., Morin, R., & Gloaguen, E. (2010). Permeability Profiles in Granular Aquifers Using Flowmeters in Direct-Push Wells. *Ground Water*, 49(4), 534-547.
- Pita, S., & Pértegas, S. (1998). *La fiabilidad de las mediciones clínicas, el análisis de concordancia para variables numéricas*. La Coruña, España: Unidad de Epidemiología Clínica y Bioestadística, Complejo Hospitalario-Universitario Juan Canalejo.
- Pizarro, R., Balocchi, F., Garcia, P., Macaya, K., Bro, P., León, L., Helwig, B., & Valdés, R. (2013). On Redefining the Onset of Base Flow Recessions on Storm Hydrographs. *Open Journal of Modern Hydrology*, 3, 269-277.
- Pizarro, R. (1993). *Elementos técnicos de hidrología III. Proyecto Regional mayor sobre el uso y conservación de recursos hídricos en áreas rurales de América Latina y el Caribe* (133 pp.). Talca, Chile: UNESCO-ORCYT, Uruguay, Ediciones Universidad de Talca.
- Ponce, V. (1989). *Engineering Hydrology, Principles and Practices* (640 pp.). New Jersey: Editorial Prentice-Hall.
- Remenieras, G. (1971). *Tratado de Hidrología Aplicada* (515 pp.). Madrid: Editores Asociados.
- Smakhtin, V. U. (2001). Estimating Continuous Monthly Base Flow Time Series and their Possible Applications in the Context of the Ecological Reserve. *Water SA*, 27(2), 213-217.
- Sujono, J., Shikasho, S., & Hiramatsu, K. (2004). A Comparison of Techniques for Hydrograph Recession Analysis. *Hydrological Processes*, 18, 403-413.
- Viessman, W., & Lewis, G. (2003). *Introduction to Hydrology* (612 pp). 5th edition. Englewood Cliffs, USA: Prentice Hall.
- Vilaró, F. (1976). *Elemento de hidrología de superficie. Hidrología subterránea* (385-398 pp.). Tomo I. Barcelona: Ediciones Omega S. A.
- Wittenberg, H. (1999). Base Flow Recession and Recharge as Nonlinear Storage Processes. *Hydrological Processes*, 13, 715-726.

Dirección institucional de los autores

Ing. Francisco Balocchi

University of Arizona
Department of Hydrology and Water Resources
1133 E James E. Rogers Way
Tucson, Arizona, USA
Teléfono: +1 (520) 6213 131
fbalocchi@email.arizona.edu

Ing. Francisco Balocchi

Dr. Roberto Pizarro
M.C. Carolina Morales

Centro Tecnológico de Hidrología Ambiental
Universidad de Talca
Casilla 747
Talca, CHILE
Teléfono +56 (71) 2200 375
fbalocchi@utalca.cl
rpizarro@utalca.cl
camorales@utalca.cl

Ing. Claudio Olivares

Dirección General de Aguas
Ministerio de Obras Públicas
Riquelme 465
Block B, piso 3, Coyhaique
Teléfono +56 (67) 2572 266
claudio.olivares@mop.gov.cl